Document de travail n° 18

# Les déséquilibres structurels sur les marchés du travail au Canada

Surendra Gera
Syed Sajjadur Rahman
Jean-Louis Arcand

1991

ISSN 1180–3495

92-05310/

# Les déséquilibres structurels sur les marchés du travail au Canada

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité des auteurs et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6

## Table des matières


**Remerciements** vii

**Avant-propos** ix

**Résumé** xi

**Introduction** 1

**Les emplois vacants au Canada : sources et limites des données** 3
L'Enquête sur les postes vacants 3
Les postes vacants signalés 4
L'indice de l'offre d'emploi 4
Le rapport entre l'indice de l'offre d'emploi et l'Enquête sur les postes vacants, 1971-1978 5

**Le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi au Canada, 1966-1988** 6
Le rapport entre le taux de chômage et le taux de postes vacants calculé 10
Le rapport entre le chômage et la variable *NHWI*, par région 11

**Les raisons du déplacement de la courbe exprimant le rapport chômage/emplois vacants (*UV*)** 15
Un modèle simplifié de la relation chômage/emplois vacants (*UV*) 18
Les entrées dans les effectifs en chômage et la courbe *UV* 20
Les sorties des effectifs en chômage et la courbe *UV* 22
Les prestations d'assurance-chômage 23
Les lois de protection de l'emploi 24
Le salaire minimum 25
Les syndicats 25
Le chômage de longue durée 26
Le chômage de longue durée et la courbe *UV* : données empiriques 28
Les déséquilibres et la courbe *UV* 36
Dimension régionale 36
L'estimation des effets intrarégionaux et interrégionaux 39
Les effets interrégionaux : dispersion des taux de chômage et des taux de croissance de l'emploi 42

La dispersion des taux régionaux de chômage 43
La dispersion des taux régionaux de croissance de l'emploi 43
Les déséquilibres entre les secteurs industriels et la courbe *UV* 45

**Conclusions** **47**

**Notes** **51**

**Liste des tableaux et des graphiques** **55**

**Bibliographie** **57**

## Remerciements

Des versions antérieures de ce document (rédigées par S. Gera, S. Rahman, J.-L. Arcand et L. Lavallée) ont été présentées lors des réunions de l'Association canadienne d'économique, à Windsor, du 3 au 5 juin 1988, et de la Western Economic Association, à Los Angeles, du 1er au 3 juillet 1988. Les auteurs souhaitent remercier S. Kaliski, P. Fortin, M. Corak et A. Burns pour leurs commentaires utiles, A. Picard de Statistique Canada pour les données, G. Longtin pour les graphiques, ainsi que M. Rowe et le service de traitement de textes du Conseil économique du Canada pour les travaux de dactylographie. Les auteurs demeurent seuls responsables de toute erreur ou omission.

## Avant-propos

L'une des importantes fonctions du marché du travail consiste à faire correspondre les chômeurs et les emplois vacants. L'efficacité de ce processus de jumelage détermine le taux de chômage dans l'économie et la durée du chômage pour les personnes sans emploi. Une bonne partie des personnes en chômage et bon nombre des emplois vacants ne le sont que pour une courte période (de nature « frictionnelle ») représentant le temps requis pour que les travailleurs et les entreprises obtiennent l'information nécessaire et s'adaptent en conséquence. Or, le profil des chômeurs et les aptitudes demandées par les employeurs ne concordent pas toujours; de plus, cette discordance peut durer très longtemps. La coexistence prolongée du chômage élevé et d'un grand nombre d'emplois vacants est révélatrice de sérieux problèmes structurels au niveau du marché du travail.

Dans ce document, la nature des déséquilibres structurels du marché du travail au Canada est déterminée au moyen d'une analyse du rapport entre le chômage et les emplois vacants dans l'ensemble du pays et les cinq régions qui le composent. Étant donné qu'il n'existe pas de données chronologiques sur les emplois vacants, l'analyse est fondée sur l'indice de l'offre d'emploi publié par Statistique Canada.

D'après les résultats de cette étude, les déséquilibres structurels se sont accentués au cours des dernières années sur le marché du travail au Canada. Selon les auteurs, ce phénomène est attribuable en grande partie à l'augmentation du chômage de longue durée durant les années 80 et aux disparités croissantes du taux de chômage entre les diverses régions. Les auteurs sont d'avis que, pour réduire le chômage, il faut étayer la politique macroéconomique par un ensemble de mesures ciblées sur les régions et destinées à y améliorer le fonctionnement des marchés du travail. Ils recommandent en outre d'effectuer une enquête sur les emplois vacants afin de disposer de données couvrant une période de plusieurs années.

Ce document a été préparé pour le compte du Groupe d'étude des problèmes de chômage du Conseil économique du Canada. Une version antérieure a servi de document de référence pour la préparation du Vingt-cinquième Exposé annuel du Conseil intitulé *Recibler les priorités*. Surendra Gera et Syed Sajjadur Rahman sont des économistes à l'emploi du Conseil. Jean-Louis Arcand poursuit actuellement des études supérieures au Massachusetts Institute of Technology.

Judith Maxwell
Présidente

## Résumé

Ce document vise à déterminer la nature des déséquilibres structurels sur le marché du travail au Canada, par l'analyse de la relation entre le chômage et les emplois vacants. À cette fin, nous tentons de répondre à deux questions bien précises. La première, les déséquilibres structurels sur le marché du travail au Canada se sont-ils accentués au cours des trois dernières décennies, et notamment durant les années 80 ? La seconde, dans l'affirmative, quels sont les facteurs à l'origine de cette tendance ?

Trois sources possibles de ces déséquilibres sont examinées avec plus d'attention, à savoir le caractère régional de l'économie canadienne, l'accroissement du nombre de personnes touchées par le chômage de longue durée (période de chômage continu de 12 mois et plus) et l'inégalité des taux de croissance de l'emploi dans les différents secteurs industriels.

L'analyse consiste à estimer, par des méthodes économétriques, le rapport chômage/postes vacants (courbe *UV*), pour ensuite dégager les facteurs qui provoquent son déplacement. Le déplacement de la courbe *UV* vers le haut est un signe d'accroissement des déséquilibres structurels. Une courbe *UV* est estimée pour l'ensemble du Canada et pour chacune des cinq régions, à l'aide de deux variables de remplacement représentant les données inexistantes sur les emplois vacants, c'est-à-dire l'indice normalisé de l'offre d'emploi et un taux de vacance calculé indirectement.

Voici les principales constatations de ce document.

- Entre 1966 et 1988, il y a eu un déplacement de la courbe exprimant le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi, pour l'ensemble du Canada et chacune des régions, phénomène qui révèle une accentuation des déséquilibres structurels.

- L'accroissement de la part du chômage total représentée par le chômage de longue durée est la principale cause du déplacement de la courbe exprimant le ratio chômage/emplois vacants à l'échelle nationale et dans les provinces de l'Atlantique, les Prairies et en Colombie-Britannique.

- Les déséquilibres tant interrégionaux qu'intrarégionaux expliquent dans une large mesure le déplacement de la courbe *UV* pour l'ensemble du Canada. Toutefois, les disparités régionales ont joué le plus grand rôle puisque le déplacement de la courbe leur est attribuable dans une proportion de 54 %.

- La dispersion des taux de croissance de l'emploi dans les différents secteurs industriels ne semble pas être une cause du déplacement de la courbe *UV*, ni pour l'ensemble du Canada, ni dans les régions.

L'accentuation observée des déséquilibres structurels dans toutes les régions laisse supposer que, pour réduire le chômage, les décideurs devront appuyer la politique macroéconomique par un ensemble de mesures ciblées sur les régions et visant à y améliorer le fonctionnement des marchés du travail.

# Les déséquilibres structurels sur les marchés du travail au Canada

## AVIS AU LECTEUR

Signalons que nous avons utilisé dans les tableaux les symboles suivants, employés par Statistique Canada :

. . . n'ayant pas lieu de figurer
– néant ou zéro.

Les chiffres ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre au total.

## Introduction

Au Canada, le taux de chômage s'est accru depuis les années 60, passant d'environ 4 % au milieu de cette décennie à environ 8 % à la fin des années 80. Le taux annuel de chômage a été supérieur à 10 % de 1982 à 1986, atteignant un sommet de 12,7 % au cours du quatrième trimestre de 1982. Les années 80 ont en effet été caractérisées par un chômage élevé et persistant.

La progression du taux de chômage a été étudiée en faisant appel à diverses méthodes. Certains chercheurs ont fait une analyse empirique des effets de différents éléments de politiques et des caractéristiques structurelles de l'économie canadienne sur le taux de chômage naturel [Burns, 1990; Coe, 1989; Fortin, 1989; Rose, 1988; Reid et Smith, 1981; Beach et Kaliski, 1986; Charette et Kaufmann, 1987; Fortin et Newton, 1982]. On semble s'entendre sur le fait que le taux de chômage naturel a augmenté avec le temps.

Une autre technique a été d'analyser les déséquilibres structurels qui apparaissent sur le marché du travail lorsque les profils des chômeurs (aptitudes, expérience, lieu de résidence et profession) ne correspondent pas à ceux des emplois vacants. Certains ont soutenu que les déséquilibres structurels se sont accentués, ces dernières années, tant sur le marché du travail national que sur celui des diverses régions [Conseil économique du Canada, 1976; Reid et Meltz, 1979; Betcherman, 1986]. Le marché du travail au Canada pourrait ainsi avoir évolué de telle manière qu'il se caractérise maintenant par un chômage plus élevé et des emplois vacants plus nombreux.

L'analyse présentée dans ce document met l'accent sur les déséquilibres structurels, c'est-à-dire sur certains changements structurels du marché du travail au Canada qui peuvent avoir entravé le rythme et l'efficacité du processus de jumelage des personnes et des emplois. Deux grandes questions y sont abordées. D'abord, les déséquilibres structurels sur le marché du travail au Canada se sont-ils accentués entre 1966 et 1988, et notamment durant les années 80 ? Ensuite, quels sont les facteurs à l'origine de l'aggravation de ces déséquilibres ? L'accentuation de ce phénomène sur les marchés du travail au Canada et dans les régions est étudiée à l'aide de courbes de Beveridge qui illustrent le rapport entre les emplois vacants et le chômage. Trois sources possibles de déséquilibre sont analysées avec une attention particulière.

Premièrement, le caractère régional de l'économie canadienne laisse supposer que toute analyse du marché du travail au niveau national serait incomplète sans un examen approprié du marché de chaque région. En effet, les disparités croissantes entre les régions au plan de la performance économique sont un important déterminant des déséquilibres à l'échelle nationale [Lazar, 1977].

Deuxièmement, la proportion croissante des personnes qui subissent un chômage de longue durée (un an ou plus sans interruption) observée au cours des dernières années est une autre source possible de déséquilibre. Ces chômeurs forment un groupe dont le profil ne semble pas correspondre à la demande. Il importe de déterminer l'incidence de ce groupe sur le chômage, tant national que régional, pour l'élaboration de la politique visant le marché du travail.

Troisièmement, certains prétendent [Lilien, 1982] que les changements sectoriels ont fait augmenter le chômage en créant des déséquilibres entre la demande de main-d'œuvre (dans les secteurs en expansion) et l'offre de travail (composée notamment de chômeurs provenant des secteurs en déclin). Les changements survenus dans le profil de la demande de main-d'œuvre ont évidemment influé sur les déséquilibres structurels du marché du travail.

L'analyse du rapport entre le chômage et les emplois vacants au Canada est compliquée par l'absence de données chronologiques sur les emplois vacants couvrant une période significative du point de vue statistique. Dans ce document, l'indice de l'offre d'emploi (*HWI*) établi par Statistique Canada a été employé comme variable de remplacement. Comme il ressort de la prochaine section, la variable *HWI* peut fournir une approximation utile de la situation des postes vacants.

Le reste du document se présente comme suit. La section intitulée « Le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi au Canada, 1966-1988 » renferme des données chronologiques servant à déterminer s'il y a eu déplacement vers le haut des courbes de Beveridge traduisant le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*) sur le plan national et régional. Ces données appuient fortement l'hypothèse qu'il y a eu déplacement des courbes vers le haut et laissent entrevoir un accroissement des déséquilibres structurels sur le marché du travail au Canada. À la section « Les raisons du déplacement de la courbe exprimant le rapport chômage/emplois vacants (*UV*) », les auteurs présentent un modèle simplifié servant à expliquer les divers facteurs pouvant provoquer un déplacement vers le haut du rapport chômage/emplois vacants et à analyser les principales causes des déséquilibres structurels observés. La principale constatation nouvelle sur laquelle a débouché cette analyse est que l'augmentation de la part relative du chômage de longue durée au cours des années 80 a contribué à l'accentuation des déséquilibres sur les marchés du travail au Canada. Deux autres sources de déséquilibres structurels, à savoir les disparités entre les régions et entre les secteurs industriels au Canada, sont également examinées dans cette section. Enfin, la dernière section résume les principales conclusions au sujet de l'ampleur et des causes des déséquilibres observés sur le marché du travail au cours des deux dernières décennies.

## Les emplois vacants au Canada : sources et limites des données

La principale difficulté méthodologique que pose l'analyse du rapport (*UV*) entre le chômage (*U*) et les emplois vacants (*V*) au Canada est l'absence de séries chronologiques détaillées et cohérentes. Il existe deux sources directes de renseignements sur les emplois vacants au Canada : l'Enquête sur les postes vacants menée par Statistique Canada entre 1971 et 1978, et les données non publiées sur les emplois vacants signalés pour les exercices financiers 1978-1979 et 1986-1988 disponibles auprès d'Emploi et Immigration Canada. Ces deux sources de données sont incompatibles. Par ailleurs, Statistique Canada possède aussi un indice de l'offre d'emploi pouvant être utilisé faute de données sur les emplois vacants.

### *L'Enquête sur les postes vacants*

L'Enquête sur les postes vacants (EPV) est fondée sur des données recueillies auprès d'un échantillon des entreprises qui employaient environ 90 % de la main-d'œuvre totale au Canada. Les forces armées, les industries de la pêche, de la chasse et de l'agriculture ainsi que les services domestiques étaient exclus de l'enquête, qui a été effectuée deux fois par mois de 1971 à 1978, après quoi elle a été abandonnée. Dans cette enquête, l'expression « poste vacant » désignait les postes disponibles immédiatement qui étaient vacants depuis au moins une journée, pour lesquels l'employeur avait pris des mesures concrètes de recrutement et qui étaient accessibles à des personnes étrangères à l'entreprise. L'enquête permettait d'établir le nombre de postes vacants à six moments donnés au cours d'un trimestre. L'enquête reposait sur l'hypothèse selon laquelle les observations recueillies représentaient une approximation du niveau général des emplois vacants à tout moment donné durant la période de référence. Les taux de vacance ainsi calculés correspondaient au nombre de postes vacants par 1 000 emplois existants dans l'échantillon. Ces estimations étaient rajustées au moyen de coefficients de pondération pour tenir compte des non-réponses[1].

Sur le plan pratique, cette base de données sur les emplois vacants présente quelques faiblesses, la principale étant la courte durée (huit ans) de la période étudiée. Cela a incité certains auteurs a établir leur propre série chronologique par extrapolation, à l'aide des données provenant de l'Enquête sur les postes vacants [Denton *et al.*, 1975; Betcherman, 1986]. À cette faiblesse s'ajoute le fait que les postes vacants signalés ne représentent qu'une faible proportion du nombre total d'emplois disponibles. Cependant, des coefficients de correction ont été mis au point pour rajuster le taux à un niveau plus réaliste. Après avoir examiné certaines sources possibles de sous-estimation dans les données sur les postes vacants au Canada et aux États-Unis, Abraham [1983]

a évalué le pourcentage de sous-estimation du nombre de postes vacants signalés pouvant vraisemblablement être attribué à chaque source.

### *Les postes vacants signalés*

Les centres d'emploi du Canada recueillent, à l'échelle nationale, des données sur les postes vacants que leur communiquent volontairement les employeurs. Les postes vacants signalés représentent environ 33 % du total réel à tout moment dans des pays tels que le Royaume-Uni [Jackman et Roper, 1987]. À notre avis, la proportion serait sensiblement la même au Canada.

Bien que les données sur les postes vacants signalés sous-estiment sérieusement le nombre réel d'emplois disponibles au Canada, elles peuvent fournir une indication utile de la relation entre le chômage et les emplois vacants. Ces données ont l'avantage de porter sur des périodes plus récentes que les données tirées de l'Enquête sur les postes vacants[2].

### *L'indice de l'offre d'emploi*

L'indice de l'offre d'emploi (*HWI*) mesure les changements de la demande de main-d'œuvre[3]. Il est fondé sur le nombre de colonnes d'annonces d'offres d'emploi paraissant dans 22 journaux des principales régions métropolitaines du Canada[4]. L'indice est construit de telle manière qu'il est difficile de déterminer le nombre d'emplois vacants ou d'emplois perdus au cours d'une période donnée. Néanmoins, des chercheurs ont tenté d'établir une série de données sur les emplois vacants à partir de cet indice [pour le Canada, Denton *et al.*, 1975; Betcherman, 1986; Kapsalis, 1988; pour les États-Unis, Medoff, 1983; Abraham, 1987].

La méthode de calcul de l'indice est la suivante. Premièrement, on compare le nombre de colonnes d'annonces d'emplois pour un mois donné au chiffre correspondant pour l'année de base afin d'obtenir des indices bruts. Deuxièmement, les indices bruts sont multipliés par des coefficients de pondération qui sont fonction de la population du centre métropolitain et de la région, afin de calculer les indices appropriés pour le Canada et les régions.

Pour la première étape ci-dessus, les données sont recueillies un samedi par mois, soit celui qui correspond à la semaine de référence de l'Enquête sur la population active. Cependant, il peut y avoir non-réponse en raison d'une grève ou d'un problème de livraison. Dans ces cas, les données utilisées sont tirées des journaux du samedi précédent ou encore des semaines ou des mois précédents. Sont exclues les annonces ne figurant pas dans la section

des annonces classées et celles qui paraissent dans les sections *carrières et professions* ou *emplois demandés*, ainsi que les annonces demandant des vendeurs de journaux.

Un certain nombre de facteurs ont un effet direct sur l'indice de l'offre d'emploi. Par exemple, la taille des annonces peut varier selon le journal. Un même employeur peut faire paraître des annonces dans plusieurs journaux. Ou encore, le format ou la mise en page des annonces classées peut changer. L'effet de certains de ces facteurs sur l'indice de l'offre d'emploi aux États-Unis a été étudié à fond par Abraham [1987], qui a calculé un indice modifié tenant compte d'une variation de la composition professionnelle de l'emploi, de la nature habituelle des annonces et de la concurrence entre les journaux.

### *Le rapport entre l'indice de l'offre d'emploi et l'Enquête sur les postes vacants, 1971-1978*

Dans la suite du document, nous avons utilisé l'indice de l'offre d'emploi comme variable instrumentale pour représenter les emplois vacants et comme indicateur de la demande de main-d'œuvre. Nous présentons d'abord les résultats des différents tests effectués pour déterminer la fiabilité de cette variable. L'une des questions importantes qui se posent est de savoir si l'indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*, qui correspond à l'indice de l'offre d'emploi divisé par l'emploi non agricole) fait convenablement ressortir les variations cycliques dans le nombre d'emplois vacants. Au Canada, le taux des emplois vacants a évolué sensiblement de la même façon que la variable *NHWI* durant la période 1971-1978. *NHWI* s'ajuste un peu plus lentement, ce qui laisse penser que l'indice est moins sensible aux fluctuations cycliques. Ce phénomène pourrait s'expliquer notamment par le fait que les employeurs font paraître un certain nombre d'annonces offrant chacune plusieurs emplois. Il se peut que ces annonces multiples atténuent dans une certaine mesure les variations cycliques.

Nous avons fait un second test, soit une régression du logarithme de l'indice normalisé de l'offre d'emploi par rapport au logarithme du taux de vacance, à une variable temporelle et à des variables auxiliaires mensuelles, à l'aide des données mensuelles pour la période 1971-1978. La valeur estimée du coefficient du logarithme du taux de vacance était de 0,45, avec une valeur de la statistique *t* de 19,8. Le coefficient étant inférieur à 1,0, c'est donc que l'indice normalisé de l'offre d'emploi est moins sensible aux variations cycliques que ne l'est le taux des emplois vacants.

Enfin, nous avons obtenu un coefficient de corrélation entre l'indice normalisé de l'offre d'emploi et le taux de vacance (pour la période 1971-1978) de 0,64 au niveau de signification de 0,99.

Les résultats de ces tests indiquent donc que *NHWI* est moins sensible aux fluctuations cycliques, mais qu'il fournit néanmoins une estimation utile des emplois vacants et, partant, de la demande de main-d'œuvre.

## Le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi au Canada, 1966-1988

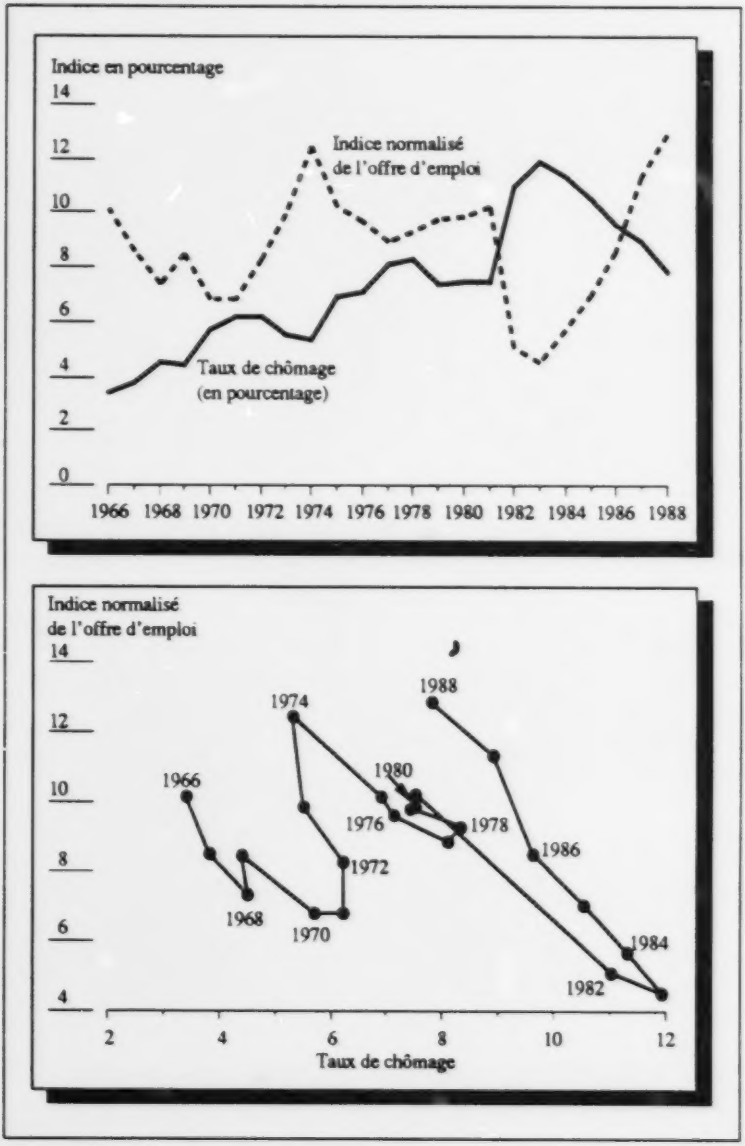
La partie A du graphique 1 illustre, en parallèle, l'évolution cyclique du taux de chômage et de l'indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*). Cette partie du graphique montre qu'au cours de la période, l'évolution du taux de chômage est le reflet précis de celle de l'indice des postes vacants représenté par *NHWI*, à savoir des taux de vacance élevés et des taux de chômage faibles en périodes de resserrement des marchés du travail, et l'inverse en périodes de relâchement.

Plus révélatrice, toutefois, est la partie B du graphique illustrant le rapport entre le chômage et *NHWI*, où chaque point correspond à une année donnée et exprime le rapport entre l'indice d'offre d'emploi et le taux de chômage au cours de cette année. Un déplacement de la courbe chômage-*NHWI* vers le coin supérieur gauche reflète un resserrement du marché du travail, c'est-à-dire un accroissement du nombre d'emplois vacants et une baisse du chômage, tandis qu'un déplacement vers le coin inférieur droit représente un relâchement du marché du travail, soit une diminution du nombre d'emplois disponibles et une augmentation des taux de chômage. Le graphique montre que, par rapport au taux de chômage global, *NHWI* se déplace vers le haut, ce qui laisse croire qu'au cours des deux dernières décennies, le marché du travail au Canada a évolué vers une situation caractérisée par un chômage plus élevé et un plus grand nombre d'emplois vacants.

Pour confirmer l'impression visuelle créée par le graphique, nous présentons au tableau 1 les coefficients estimés à l'aide de quatre modèles visant à faire ressortir les variations du rapport entre *NHWI* et le taux de chômage, à l'aide de données annuelles pour la période 1966-1988. Tous les modèles ont été estimés par la méthode des moindres carrés non linéaires pour tenir compte de la corrélation sérielle du premier ordre[5]. Le coefficient de la variable temporelle dans le premier modèle laisse supposer que, pour toute valeur de *NHWI*, le taux de chômage global a augmenté de 5,3 points de pourcentage depuis 1966. La variable auxiliaire pour la période postérieure à 1974 (comprenant 1974) révèle une hausse supplémentaire de 1,2 point de pourcentage, si bien que le déplacement estimé vers le haut représente au total une hausse de 6,5 points de pourcentage depuis 1966.

## Graphique 1

**Rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi, Canada, 1966-1988**




SOURCE Estimations des auteurs.

**Tableau 1**

**Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, Canada, 1966-1988[a] (données annuelles)**

| | | | Variable dépendante | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | Indice normalisé de l'offre d'emploi[c] | |
| | Moyenne | Écart-type | Taux de chômage, modèle 1 | Taux de chômage à pondération fixe[b], modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 |
| Variables indépendantes : | | | | | | |
| Constante | ... | ... | 9,24<br>(7,89) | 9,86<br>(8,62) | 15,38<br>(8,49) | 15,70<br>(8,35) |
| Indice normalisé de l'offre d'emploi | 8,78 | 2,15 | –0,68<br>(2,71) | –0,91<br>(3,64) | ... | ... |
| (Indice normalisé de l'offre d'emploi)$^2$ | 81,50 | 37,63 | 0,006<br>(0,45) | 0,02<br>(1,49) | ... | ... |
| Taux de chômage | 7,33 | 2,40 | ... | ... | –1,79<br>(3,31) | ... |
| (Taux de chômage)$^2$ | 59,31 | 37,22 | ... | ... | 0,014<br>(0,46) | ... |
| Taux de chômage à pondération fixe | 7,07 | 2,37 | ... | ... | ... | –2,03<br>(3,51) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| (Taux de chômage à pondération fixe)[2] | 55,40 | 36,02 | ... | ... | ... | 0,03<br>(0,77) |
| Variable temporelle | 12,00 | 6,78 | 0,23<br>(8,51) | 0,24<br>(10,79) | 0,37<br>(5,77) | 0,40<br>(6,41) |
| Variable auxiliaire (à compter de 1974) | 0,65 | 0,49 | 1,21<br>(3,35) | 0,98<br>(3,24) | 2,09<br>(3,63) | 1,88<br>(3,18) |
| Statistiques sommaires : | | | | | | |
| $R^2$ | ... | ... | 0,98 | 0,98 | 0,94 | 0,92 |
| Durbin-Watson | ... | ... | 1,76 | 1,87 | 1,79 | 1,89 |

a Tous les modèles ont été ajustés aux observations suivant la méthode des moindres carrés non linéaires pour tenir compte de la corrélation sérielle du premier ordre. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.

b Taux calculé en pondérant les taux de chômage de 12 groupes âge-sexe selon la part de la population active détenue par chacun en 1966.

c Correspond à l'indice de l'offre d'emploi calculé par Statistique Canada, divisé par le nombre d'emplois non agricoles, en millions.

SOURCE Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Statistique Canada [1988a].

Il se pourrait que la composition démographique de la population active influe sur le rapport entre le chômage et la variable *NHWI*. On peut envisager l'hypothèse que la hausse du taux de chômage soit le reflet d'un accroissement de l'importance relative des groupes affichant des taux de chômage élevés dans la population active. Pour vérifier la validité de cette hypothèse, nous avons calculé un taux de chômage à pondération fixe en établissant la moyenne pondérée des taux de chômage des différents groupes, chaque coefficient de pondération correspondant à la part de la population active détenue respectivement par les divers groupes en 1966. Le taux de chômage à pondération fixe exprime le taux de chômage qui aurait prévalu au cours d'une année donnée si chaque groupe avait alors détenu la même part de la population active qu'en 1966. Ce taux de chômage pondéré a ensuite été utilisé comme variable dépendante au lieu du taux de chômage réel. Les coefficients estimés dans le modèle 2 montrent que, pour toute valeur de *NHWI*, le taux de chômage à pondération fixe a aussi augmenté de 6,5 points de pourcentage (hausse qui englobe le mouvement capté par la variable auxiliaire pour la période postérieure à 1974).

Le coefficient de la variable temporelle dans le modèle 3, où *NHWI* est la variable dépendante, indique que, par rapport au taux de chômage, l'indice *NHWI* a progressé chaque année d'environ 4 %, (soit [0,37/8,78] × 100, où 8,78 est la moyenne de *NHWI* au cours de la période étudiée). La variable auxiliaire pour la période postérieure à 1974 montre une hausse supplémentaire de 24 %, ce qui signifie que l'augmentation estimée totale atteint près de 125 % depuis 1966. Les coefficients figurant dans le modèle 4 révèlent que la variable *NHWI* s'est accrue dans la même proportion par rapport au taux de chômage à pondération fixe.

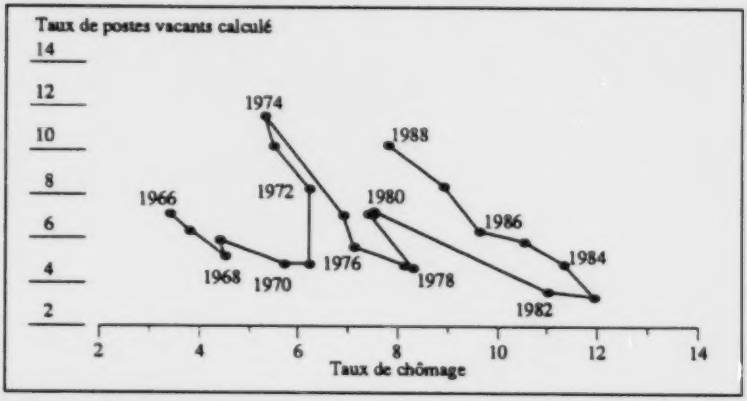
Ces estimations du déplacement vers le haut, à long terme, du rapport entre le chômage et l'indice de l'offre d'emploi indiquent que les déséquilibres structurels sur les marchés du travail au Canada se sont accentués sensiblement depuis 1966.

### *Le rapport entre le taux de chômage et le taux de postes vacants calculé*

Cette conclusion est renforcée par les résultats de l'examen du rapport entre le taux de chômage et le taux de postes vacants calculé. Les taux de vacance de 1966 à 1988 sont calculés suivant la méthode de Betcherman [1986] qui comporte deux étapes. En premier lieu, une relation empirique est établie entre l'indice de l'offre d'emploi (*HWI*) et les données de l'Enquête sur les postes vacants (EPV) pour la période 1971-1978. Deuxièmement, la relation empirique sert à calculer les taux de vacance à partir de l'indice de l'offre d'emploi pour les années 1966-1970 et 1979-1988. Le graphique 2 illustre le rapport

**Graphique 2**

**Rapport entre le taux de chômage et le taux de postes vacants (calculé), Canada, 1966-1988**




SOURCE Estimations des auteurs.

entre le taux de vacance (calculé) et le taux de chômage de 1966 à 1988. Le déplacement de la courbe postes vacants-chômage est maintenant plus prononcé. Les coefficients estimés de la variable temporelle et de la variable auxiliaire pour la période postérieure à 1974 qui figurent au tableau 2 permettent de quantifier l'ampleur du déplacement. Selon les estimations du modèle 1, on observe une augmentation du taux de chômage d'un peu plus de 6 points de pourcentage depuis 1966, quelle que soit la valeur du taux de postes vacants. Les estimations du modèle 2 révèlent une hausse de 6,5 points de pourcentage du taux de chômage à pondération fixe durant la même période, pour toute valeur du taux de vacance. Les estimations du modèle 3 montrent que le taux de vacance a augmenté d'environ 190 % de 1966 à 1988 pour toute valeur du taux de chômage. Enfin, selon le modèle 4, l'augmentation atteindrait près de 196 %. Ainsi, même lorsqu'on utilise les données brutes sur les postes vacants, les estimations témoignent d'un déplacement marqué vers la droite de la courbe exprimant le rapport entre les emplois vacants et le chômage depuis 1966[6].

### *Le rapport entre le chômage et la variable* NHWI, *par région*

Le graphique 3 montre que le déséquilibre s'est accentué également sur le marché du travail de chacune des cinq régions (provinces de l'Atlantique,

**Tableau 2**

**Taux de postes vacants calculé et taux de chômage, Canada, 1966-1988[a] (données annuelles)**

| | | | Variable dépendante | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Taux de chômage, modèle 1 | Taux de chômage à pondération fixe[b], modèle 2 | Taux de postes vacants calculé[c] | |
| | Moyenne | Écart-type | | | Modèle 3 | Modèle 4 |
| Variables indépendantes : | | | | | | |
| Constante | ... | ... | 8,74<br>(7,26) | 8,70<br>(7,52) | 17,72<br>(5,66) | 18,60<br>(6,31) |
| Taux de postes vacants calculé | 6,58 | 2,11 | –1,00<br>(3,57) | –1,08<br>(3,71) | ... | ... |
| (Taux de postes vacants calculé)$^2$ | 47,59 | 31,47 | 0,037<br>(1,94) | 0,04<br>(2,15) | ... | ... |
| Taux de chômage | 7,33 | 2,40 | ... | ... | –3,37<br>(3,67) | ... |
| (Taux de chômage)$^2$ | 59,31 | 37,22 | ... | ... | 0,11<br>(2,15) | ... |
| Taux de chômage à pondération fixe | 7,07 | 2,37 | ... | ... | ... | –3,79<br>(4,24) |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| (Taux de chômage à pondération fixe)$^2$ | 55,40 | 36,02 | ... | ... | ... | 0,14<br>(2,69) |
| Variable temporelle | 12,00 | 6,78 | 0,28<br>(5,58) | 0,30<br>(6,78) | 0,53<br>(4,22) | 0,55<br>(4,79) |
| Variable auxiliaire (à compter de 1974) | 0,65 | 0,49 | –0,47<br>(0,08) | –0,19<br>(0,34) | 0,45<br>(0,48) | 0,30<br>(0,33) |
| Statistiques sommaires : | | | | | | |
| $R^2$ | ... | ... | 0,96 | 0,96 | 0,83 | 0,83 |
| Durbin-Watson | ... | ... | 1,48 | 1,69 | 1,44 | 1,60 |

a Tous les modèles ont été ajustés aux observations suivant la méthode des moindres carrés non linéaires pour tenir compte de la corrélation sérielle du premier ordre. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.

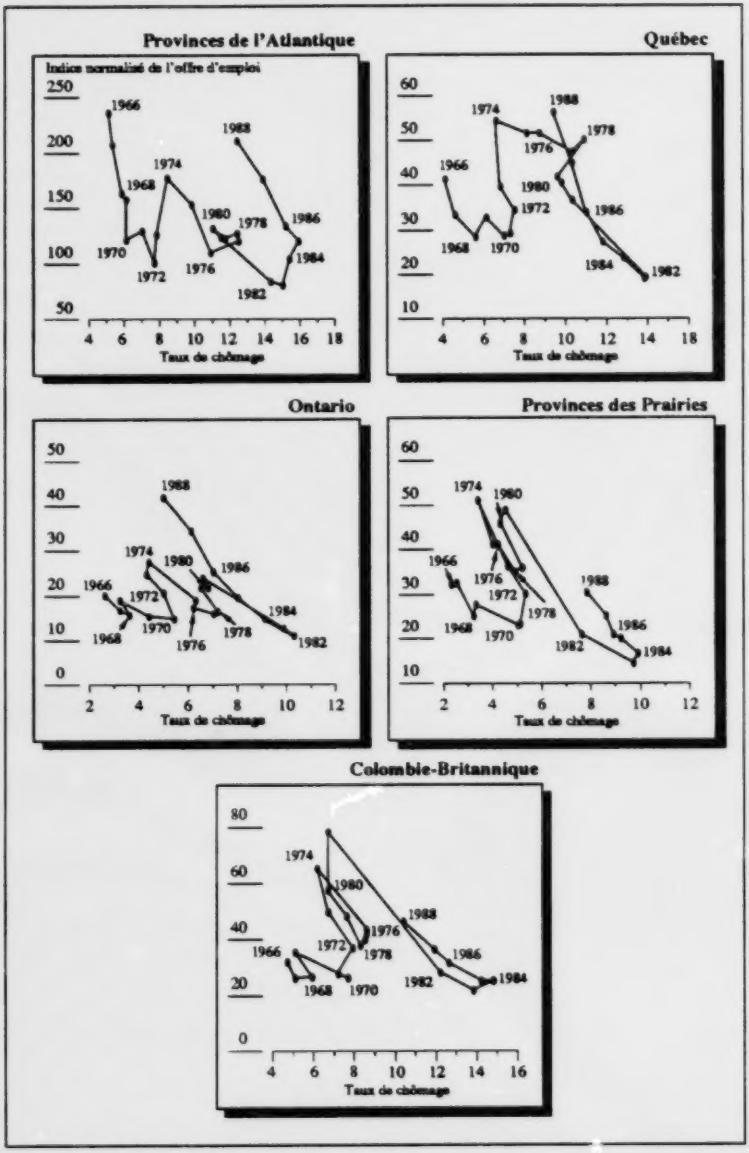
b Taux calculé en pondérant les taux de chômage de 12 groupes âge-sexe selon la part de la population active détenue par chacun en 1966.

c Les taux annuels de postes vacants ont été calculés à partir des taux trimestriels et représentent le nombre de postes vacants par 1 000 emplois (l'emploi plus les postes vacants).

SOURCE Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Betcherman [1988] et de Statistique Canada [1978] et [1988a].

## Graphique 3

**Rapport entre le taux de chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi, par région, Canada, 1966-1988**




SOURCE Estimations des auteurs.

Québec, Ontario, provinces des Prairies et Colombie-Britannique) entre 1966 et 1988. Il s'est produit un déplacement vers la droite de la courbe de chacune des régions, observation confirmée par les résultats des calculs économétriques présentés au tableau 3. Les équations des régions constituent un système de cinq équations estimé par la méthode itérative des moindres carrés généralisés à plusieurs variables (en l'occurrence, la technique d'estimation itérative de Zellner). Cette méthode a été employée parce que, s'il existe une corrélation non nulle entre les termes d'erreur dans les équations des régions, on obtient des estimations inefficaces des coefficients de régression lorsqu'on estime séparément l'équation de chacune des régions par la méthode des moindres carrés ordinaires [Johnston, 1972].

Le rapport entre le chômage et la variable *NHWI* est statistiquement significatif dans toutes les régions sauf celle des provinces de l'Atlantique. Toutefois, le déplacement des courbes vers la droite n'est pas le même pour toutes les régions. Le déplacement le plus prononcé a été enregistré dans les provinces de l'Atlantique où l'on observe, pour toute valeur de l'indice de l'offre d'emploi (*NHWI*) régional, une augmentation du taux de chômage régional de 11,7 points de pourcentage depuis 1966. Les hausses observées étaient de 8,7 points de pourcentage en Colombie-Britannique, de 7,2 points de pourcentage au Québec et en Ontario et de 5,3 points de pourcentage dans les provinces des Prairies.

Le modèle 2 a été conçu de manière à saisir les taux d'accroissement de l'indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*) par région. De 1966 à 1988, la valeur estimée de *NHWI* s'est accrue de 164 % en Ontario, de 155 % en Colombie-Britannique, de 152 % dans les provinces des Prairies, de 85 % dans les provinces de l'Atlantique et de 64 % au Québec. D'après les résultats, les déséquilibres sur le marché du travail se sont accentués nettement plus dans certaines régions du Canada que dans d'autres.

## Les raisons du déplacement de la courbe exprimant le rapport chômage/emplois vacants (*UV*)

Pour arriver à expliquer le déplacement des courbes, il est nécessaire de faire une analyse de la structure du rapport entre le chômage (*U*) et les emplois vacants (*V*). Comment s'établit ce rapport ? Quels facteurs influent sur lui ? Nous présentons ici un modèle simple qui met en évidence la structure fondamentale de la relation *UV*. Ce modèle sous-tend l'analyse subséquente des différents facteurs qui sont à l'origine du déplacement des courbes *UV* vers la droite[7].

**Tableau 3**

**Indice normalisé de l'offre d'emploi[a] et taux de chômage, par région, Canada, 1966-1988[b] (données annuelles)**

| | Variables indépendantes | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Taux de chômage régional | (Taux de chômage régional)$^2$ | Indice normalisé de l'offre d'emploi | (Indice normalisé de l'offre d'emploi)$^2$ | Variable temporelle | Variable auxiliaire (à compter de 1972) | Constante | Statistiques sommaires $R^2$ | |
| Modèle 1 (variable dépendante : taux de chômage régional) | | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | ... | ... | –0,02<br>(0,81) | 0,0001<br>(1,57) | 0,43<br>(6,06) | 1,81<br>(1,67) | 4,39<br>(2,27) | 0,83 | |
| Québec | ... | ... | –0,33<br>(4,65) | 0,004<br>(4,15) | 0,25<br>(4,05) | 1,46<br>(1,85) | 11,63<br>(7,83) | 0,86 | |
| Ontario | ... | ... | –0,34<br>(7,06) | 0,002<br>(2,02) | 0,26<br>(12,34) | 1,26<br>(4,18) | 8,06<br>(13,42) | 0,96 | Chi carré = 167,22, 20 degrés de liberté |
| Provinces des Prairies | ... | ... | –0,31<br>(7,88) | 0,002<br>(4,32) | 0,17<br>(9,44) | 1,37<br>(5,24) | 9,55<br>(14,04) | 0,98 | |
| Colombie-Britannique | ... | ... | –0,32<br>(7,00) | 0,002<br>(4,85) | 0,27<br>(8,30) | 2,48<br>(4,67) | 12,52<br>(11,96) | 0,96 | |
| Modèle 2 (variable dépendante : indice normalisé de l'offre d'emploi) | | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | –77,14<br>(8,98) | 3,06<br>(9,08) | ... | ... | 3,54<br>(1,90) | 38,21<br>(1,42) | 504,82<br>(12,47) | 0,22 | |

| | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Québec | 4,38<br>(2,15) | –0,30<br>(3,15) | ... | ... | 0,41<br>(1,02) | 14,68<br>(2,56) | 18,96<br>(2,14) | 0,49 | |
| Ontario | –9,48<br>(13,70) | 0,40<br>(8,32) | ... | ... | 1,16<br>(10,87) | 6,90<br>(4,32) | 42,49<br>(20,52) | 0,91 | Chi carré = 188,61, 20 degrés de liberté |
| Provinces des Prairies | –17,89<br>(15,27) | 0,79<br>(8,30) | ... | ... | 1,57<br>(6,64) | 11,91<br>(3,84) | 74,87<br>(21,86) | 0,87 | |
| Colombie-Britannique | –15,87<br>(5,37) | 0,48<br>(3,43) | ... | ... | 1,63<br>(4,37) | 22,70<br>(5,13) | 99,82<br>(8,02) | 0,83 | |

a Correspond à l'indice régional de l'offre d'emploi établi par Statistique Canada, divisé par le nombre d'emplois non agricoles, en millions.

b Les deux modèles ont été estimés par la méthode itérative des moindres carrés généralisés à plusieurs variables (technique d'estimation itérative de Zellner). Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.

SOURCE Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Statistique Canada [1988*a*] et [1988*b*].

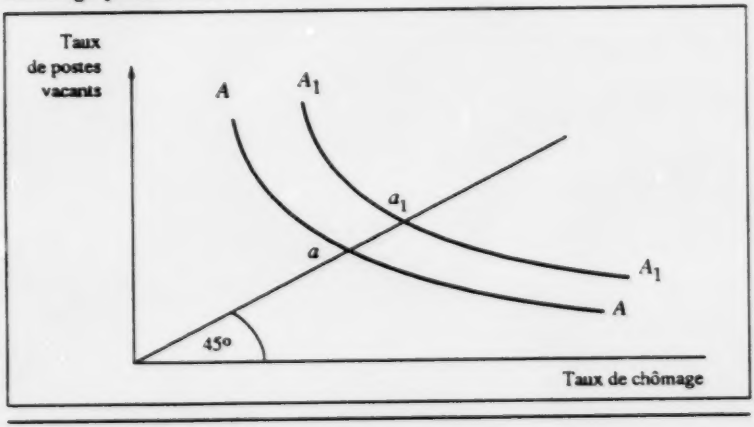
### *Un modèle simplifié de la relation chômage/emplois vacants* (UV)

Sur un marché du travail, il existe entre l'offre d'emplois et le chômage une relation qui peut être représentée par la courbe *UV* (*AA*) figurant au graphique 4. Cette courbe illustre comment opère le processus de mise en correspondance des chômeurs et des emplois vacants qui débouche sur l'embauche de travailleurs. Cette courbe est fondée sur l'hypothèse qu'il existe une relation positive entre l'accroissement du nombre de personnes embauchées, d'une part, et le nombre de chômeurs à la recherche d'un emploi et le nombre de postes vacants que les entreprises sont disposées à combler durant une période donnée, de l'autre. Si le nombre de postes vacants s'accroît, pour un taux de chômage donné, le nombre de travailleurs embauchés augmente à mesure que le processus de jumelage devient plus facile. En d'autres termes, plus le nombre de postes vacants est grand, plus le nombre de chômeurs qui trouvent du travail est élevé et plus faible est le taux de chômage. Partant, il existe une relation inverse entre l'offre d'emploi et le chômage. En revanche, toute accentuation de la disparité entre le chômage et le nombre de postes vacants se traduira par une diminution du nombre de personnes embauchées et du taux de sortie des effectifs en chômage.

La volonté des entreprises de combler des postes vacants dépendra de la manière dont elles perçoivent les qualités des chômeurs et des facteurs institutionnels qui caractérisent le marché du travail, notamment les lois de

**Graphique 4**

**Représentation simplifiée de la courbe chômage-postes vacants**



protection de l'emploi, l'existence de syndicats et le salaire minimum. Posons $g$, la proportion de postes vacants que les entreprises souhaitent combler au cours d'une période. De même, l'intensité avec laquelle les chômeurs cherchent un emploi peut varier selon la durée des périodes antérieures de chômage et le niveau des prestations d'assurance-chômage. Posons $c$, la proportion des chômeurs qui cherchent activement un emploi par période. L'équation qui exprime le jumelage des chômeurs et des postes vacants ou le passage du chômage au travail s'écrit donc :

$$A_t = f(gV_t, cU_t, mn), \tag{1}$$

où $A$ est le nombre de chômeurs trouvant du travail durant une période et où $V$ et $U$ désignent respectivement le nombre d'emplois vacants et le nombre de personnes en chômage[8].

Une diminution de $g$ imputable, par exemple, au fait que les employeurs deviennent plus exigeants à l'endroit des chômeurs qu'ils embauchent fera baisser le nombre effectif de postes vacants et le nombre de chômeurs qui se trouvent un emploi. De la même façon, une baisse de l'intensité de la recherche d'emploi se traduira par une diminution du taux de sortie des effectifs en chômage.

Le nombre de personnes tombant en chômage pour toute période ($I_t$) est

$$I_t = I_{1t} + I_{2t}, \tag{2}$$

où $I_{1t}$ désigne les entrées dans les effectifs en chômage comprenant les personnes qui entrent sur le marché du travail pour la première fois et celles qui réintègrent le marché du travail, et où $I_{2t}$ représente les personnes qui avaient un emploi et qui sont devenues chômeurs durant la période $t$. $I_{2t}$ peut aussi s'écrire $I_{2t} = s_t N_t$, où $N_t$ est l'emploi total et $s_t$ est le taux auquel les personnes ayant un emploi quittent celui-ci durant la période $t$. L'équation (2) devient alors,

$$I_t = I_{1t} + s_t N_t. \tag{3}$$

À l'équilibre stationnaire, le nombre de personnes sortant des effectifs en chômage sera égal au nombre de personnes tombant en chômage, c'est-à-dire $A_t = I_t$, de sorte que nous obtenons :

$$f(gV_t, cU_t, mn) - (I_{1t} + s_t N_t) = 0. \tag{4}$$

L'équation (4) permet d'obtenir la courbe $UV$ à long terme[9]. De cette équation, nous pouvons déduire cinq explications possibles du déplacement de la courbe $UV$ vers le coin supérieur droit. Ce déplacement peut être attribuable à l'un

ou l'autre des phénomènes suivants : 1) une augmentation du nombre de personnes qui entrent sur le marché du travail pour la première fois ou qui le réintègrent et sont en chômage ($I_t$); 2) une augmentation du taux de rotation ($s_t$); 3) un resserrement des exigences d'embauche des employeurs (c'est-à-dire baisse de la proportion des postes vacants que les employeurs sont disposés à combler durant une période); 4) une baisse de $c$ attribuable à une perte d'intensité de la recherche d'un emploi par les personnes en chômage; 5) une aggravation du déséquilibre du marché du travail, c'est-à-dire de la non-correspondance entre les chômeurs et les emplois vacants. En principe, ce déséquilibre peut être caractérisé de différentes manières. Au Canada, le déséquilibre présente généralement un caractère régional et industriel. Le rapport *UV* pour l'ensemble du Canada peut subir l'effet à la fois de changements de la position des courbes exprimant la relation emplois vacants-chômage sur les marchés régionaux du travail et de changements dans la répartition de la demande de main-d'œuvre entre les régions et les secteurs industriels.

### *Les entrées dans les effectifs en chômage et la courbe* UV

Une hausse du taux de croissance de la population active pourrait faire croître les *entrées nettes dans les effectifs en chômage* et ainsi causer un déplacement vers le haut de la courbe illustrant le rapport entre l'offre d'emplois et le chômage. Bien que les taux d'activité des femmes aient augmenté de façon constante au Canada, passant de 35,4 % en 1966 à 57,4 % en 1988, la croissance de la population active ces dernières années (taux annuel moyen de 3,2 % de 1970 à 1979) n'a pas été sensiblement plus rapide que dans les années 60. En fait, de 1980 à 1988, le taux de croissance annuel moyen de la population active au Canada a fléchi (1,8 %). Si la croissance de la population active était l'unique facteur déterminant la courbe *UV*, cette dernière aurait dû amorcer un repli vers la gauche au début des années 80.

Des *hausses exogènes du taux de rotation* ($s_t$) pourraient faire augmenter à la fois les emplois vacants et le chômage. Les données sur le taux de rotation au Canada sont présentées au tableau 4. D'après ces données, les taux de rotation n'ont pas augmenté au cours de la période étudiée. Par ailleurs, les taux d'abandon ont diminué ces dernières années. L'augmentation des taux d'abandon peut être attribuable à une augmentation de la part des jeunes et des femmes au sein de la population active. Des données laissent entrevoir que le taux d'abandon serait plus élevé chez les jeunes que chez les travailleurs plus âgés. Cependant, la part de la population active représentée par les jeunes de 15 à 24 ans a commencé à diminuer – d'un maximum de 27,2 % en 1974, elle était tombée à 20,4 % en 1988. La proportion globale des jeunes et des femmes dans la population active a enregistré une hausse graduelle jusqu'au début des années 80. Depuis, elle est restée relativement constante,

**Tableau 4**

**Taux de cessation d'emploi, définitive et temporaire, Canada, 1978-1986**

En pourcentage

| | Cessation d'emploi définitive[1] | | | Cessation d'emploi temporaire[2] | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Licenciements | Abandons | Total | Mises à pied | Total |
| 1978 | 7,4 | 7,5 | 21,3 | 9,0 | 16,3 |
| 1979 | 6,6 | 8,7 | 22,3 | 8,4 | 16,0 |
| 1980 | 6,1 | 8,2 | 21,2 | 8,8 | 16,5 |
| 1981 | 6,7 | 8,9 | 22,5 | 9,8 | 17,2 |
| 1982 | 8,5 | 5,6 | 20,6 | 12,7 | 20,9 |
| 1983 | 7,7 | 5,0 | 18,7 | 10,8 | 17,5 |
| 1984 | 7,9 | 6,3 | 21,1 | 10,9 | 18,7 |
| 1985 | 7,2 | 7,3 | 21,6 | 10,2 | 18,0 |
| 1986 | 6,9 | 7,7 | 21,3 | 9,6 | 17,0 |

1 Nombre de cessations d'emploi définitives dans les entreprises en pourcentage des postes-personnes. Un poste-personne correspond à l'emploi d'une personne dans une entreprise durant un an. Une personne peut travailler pour deux entreprises ou plus et représenter ainsi deux postes-personnes ou plus. La colonne « total » ne correspond pas à la somme des licenciements et des abandons parce que les données englobent également les départs pour d'« autres » raisons.

2 Nombre de cessations d'emploi temporaires dans les entreprises, en pourcentage des effectifs.

Source Picot et Baldwin [1990].

puisque la proportion grandissante de femmes a été compensée largement par le déclin de la proportion de jeunes travailleurs. Ce facteur peut donc être écarté comme cause possible d'un déplacement de la courbe *UV* vers l'extérieur.

Le déplacement de la courbe *UV* pourrait aussi s'expliquer par l'évolution de la composition démographique de la population active. Dans la mesure où des groupes démographiques particuliers, comme les jeunes ou les femmes, ne recherchent pas un emploi avec la même *intensité* lorsqu'ils sont sans travail, l'évolution de la composition de la population active peut influer sur le comportement des chômeurs dans la recherche d'un emploi, sur le taux de rotation et, partant, sur le taux de chômage. Il est possible d'examiner cet effet en calculant un taux de chômage à pondération fixe en fonction de la moyenne pondérée des taux de chômage de groupes particuliers[10]. Les résultats présentés pour le modèle 2 aux tableaux 1 et 2 montrent que le déplacement estimé de la courbe *UV* est à peu près le même que l'on utilise un taux de chômage à pondération fixe ou le taux de chômage observé. L'évolution de

la composition démographique de la population active ne semble pas être un facteur significatif dans l'explication du déplacement de la courbe *UV*.

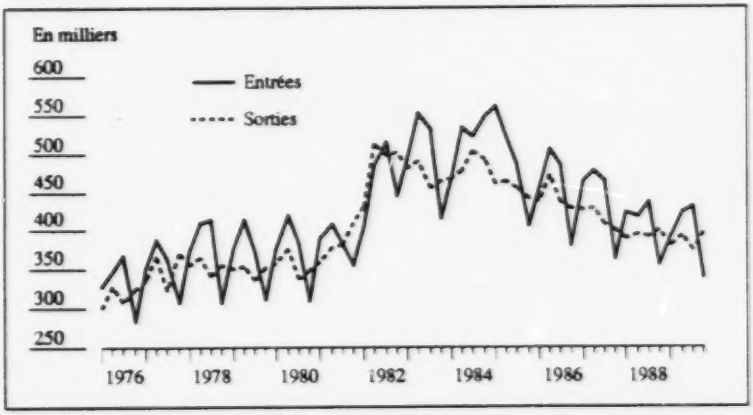
L'analyse qui précède incite à penser que les entrées dans les effectifs en chômage n'ont pas contribué au déplacement de la courbe *UV*. Cette conclusion est renforcée par l'examen des taux globaux qui reflètent les entrées et les sorties des effectifs en chômage. Au graphique 5, on peut voir les moyennes trimestrielles des données mensuelles sur les entrées et sorties des effectifs en chômage entre 1976 et 1989. On observe une baisse des entrées et une diminution parallèle des sorties des effectifs en chômage depuis le début des années 80. Dans leur étude des taux d'entrée et de sortie des effectifs en chômage, Rahman et Gera [1990] ont constaté que si les deux taux avaient augmenté lors de la récession de 1981-1982, la persistance du chômage au cours des années 80 est principalement attribuable à un fléchissement du taux de sortie des effectifs en chômage[11].

### *Les sorties des effectifs en chômage et la courbe* UV

Les sorties du chômage dépendent de la proportion de postes vacants ($g$) que les employeurs sont disposés à combler au cours d'une période, de l'intensité de la recherche d'un emploi par les chômeurs ($c$) et de la disparité

**Graphique 5**

**Entrées et sorties dans les effectifs en chômage au Canada, 1976-1989**




Source : Établi à partir de données sur les mouvements bruts tirées de l'Enquête sur la population active, Statistique Canada.

entre les chômeurs et les emplois vacants. Ces facteurs dépendent à leur tour de considérations d'ordre institutionnel dont l'existence de prestations d'assurance-chômage, de lois visant à protéger les emplois, de syndicats et du salaire minimum. En outre, la présence d'un chômage de longue durée peut avoir pour effet de réduire à la fois *g* et *c*. Nous examinons ici chacun de ces facteurs à tour de rôle et présentons, en conclusion, l'analyse des déséquilibres sur le marché du travail au Canada. L'analyse est principalement axée sur l'évaluation des effets du chômage de longue durée et des déséquilibres.

*Les prestations d'assurance-chômage*

La générosité du régime d'assurance-chômage (*UI*) peut engendrer un déplacement de la courbe *UV* pour plusieurs raisons, la principale étant le fait qu'il influe sur le comportement de recherche d'un emploi des chômeurs. Parce qu'il abaisse le coût de la recherche d'un emploi, le régime d'assurance-chômage peut inciter les travailleurs sans emploi à prolonger la durée de leur recherche et peut les inciter à attendre de trouver un meilleur emploi. Il peut aussi contribuer à réduire l'intensité de leurs recherches. Au Canada, le régime d'assurance-chômage, qui n'est pas fondé sur les antécédents de travail, subventionne les entreprises et les travailleurs qui ont des profils d'emploi irréguliers. Les données révèlent que, dans le contexte d'un régime d'assurance-chômage généreux, les employeurs hésitent moins à licencier les travailleurs et ces derniers ont une plus forte propension à attendre d'être rappelés à leur ancien poste qu'à chercher un nouvel emploi. En outre, les personnes dont l'appartenance à la population active est marginale sont incitées à entrer sur le marché du travail avec l'espoir qu'elles n'auront à travailler que pendant une courte période pour devenir admissibles aux prestations d'assurance-chômage.

Le régime canadien d'assurance-chômage a subi d'importantes modifications au cours des deux dernières décennies. Les changements apportés par l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'assurance-chômage* de 1971 ont rendu le régime beaucoup plus avantageux. Ainsi, la période d'admissibilité a été abaissée de 30 semaines de travail salarié au cours des deux années antérieures à huit semaines, les prestations ont été accrues, notamment dans les régions économiquement défavorisées, et la portée du régime a été étendue pour inclure la plupart des sans-emploi qui n'avaient pas travaillé à leur propre compte (par exemple, les travailleuses en congé de maternité, les travailleurs saisonniers, etc.). En 1976 et en 1979, cependant, de nouvelles modifications à la loi ont rendu le régime moins avantageux en allongeant la période d'admissibilité et en réduisant la durée et le montant des prestations. Néanmoins, le régime, sous sa forme actuelle, reste plus généreux qu'il ne l'était avant 1971.

Nous examinons ici trois aspects fondamentaux qui rendent le régime d'assurance-chômage plus avantageux, à savoir : le pourcentage de la population active admissible au régime (*UICOV*), le taux de remplacement ou le rapport entre les prestations d'assurance-chômage et les salaires (*UIREPL*) et le rapport entre le nombre maximal de semaines durant lesquelles les prestations peuvent être versées et le nombre minimal de semaines de travail rendant une personne admissible à des prestations (*UIMIN*)[12].

Les résultats obtenus montrent que, dans l'ensemble, le régime en vigueur est à peine plus avantageux qu'il ne l'était avant 1971, bien que dans l'intervalle il soit devenu d'abord nettement plus et ensuite moins généreux. L'aspect du système qui a le moins changé est le pourcentage de la population active admissible aux prestations. Le taux de remplacement a changé, passant de 50 à 70 % du salaire en 1971, pour ensuite être retombé à 60 % suite aux changements apportés à la loi en 1979. Les plus importants changements observés concernent le nombre maximal de semaines durant lesquelles des prestations peuvent être versées et le nombre minimal de semaines de travail rendant une personne admissible. De 1966 à 1971, une personne qui avait travaillé pendant huit semaines pouvait retirer des prestations durant quatre semaines. En conséquence des modifications à la loi en 1971, une période de travail de huit semaines pouvait permettre de retirer des prestations durant 30 semaines (ou plus dans certaines régions). À compter de 1978, cependant, pour recevoir des prestations durant 30 semaines une personne devait avoir travaillé entre 10 et 14 semaines, selon le taux de chômage prévalant dans la région où elle habitait.

Dans l'ensemble, les données indiquent que le régime d'assurance-chômage est devenu moins avantageux durant les années 80 comparativement au milieu des années 70, si bien qu'il aurait dû avoir pour effet de raccourcir la durée de la recherche d'un emploi et d'intensifier les efforts à cet égard. Partant, la courbe exprimant la relation entre le chômage et les emplois vacants aurait dû se déplacer vers la gauche plutôt que vers la droite comme elle l'a fait[13].

*Les lois de protection de l'emploi*

Les lois de protection de l'emploi sont un autre facteur qui a influé tout autant sur les entrées et sorties des effectifs en chômage. Si ces lois ont pour conséquence d'accroître le coût prévu de licenciement des travailleurs, les employeurs se montreront plus exigeants lors du recrutement. Ainsi, la proportion de postes vacants qu'ils sont disposés à combler au cours d'une période diminuera. De même, les lois de protection de l'emploi devraient faire diminuer le nombre de licenciements dans l'ensemble. Par conséquent, l'effet net de ces lois sur la courbe *UV* dépendra de l'effet qui s'avère le plus déterminant. Au Canada, il n'y a pas de données sur l'effet net des lois fédérales

et provinciales en matière d'emploi sur le taux de chômage. Néanmoins, nous croyons qu'il est peu probable qu'au cours des dernières années, le chômage structurel au Canada ait augmenté à cause des modifications apportées aux lois visant à protéger les emplois[14].

*Le salaire minimum*

Le salaire minimum peut introduire une distorsion dans la relation entre la productivité et les salaires. Cette distorsion peut entraîner une diminution de la proportion des postes vacants que les employeurs sont disposés à combler. Au Canada, le salaire minimum a augmenté entre 1963 et 1975 par rapport au salaire industriel moyen et, vraisemblablement, par rapport à la productivité [Burns, 1990]. Depuis 1976, cette tendance s'est renversée et le salaire minimum a fléchi par rapport au salaire industriel moyen. Ce facteur peut avoir contribué à un abaissement plus important du taux de chômage à la fin des années 70 et durant les années 80; selon les estimations, le fléchissement du salaire minimum aurait fait diminuer le taux de chômage naturel de 3 points de pourcentage entre 1975 et 1987.

*Les syndicats*

Certains ont soutenu que l'existence des syndicats peut être à l'origine d'une importante hausse du taux de chômage naturel. Selon Daly et MacCharles [1986] et Grubel et Bonnici [1986], le taux de chômage naturel s'est accru au Canada à cause des salaires réels élevés que négocient et protègent les puissants syndicats. On a ainsi fait valoir que le secteur syndiqué aurait ainsi réussi à obtenir pour ses membres, durant les années 70, des gains salariaux injustifiés qui sont maintenant un élément relativement permanent de la structure des coûts au Canada. Ces gains salariaux réels ont fait suite à une période marquée par des chocs favorables au niveau des prix et des attentes irréalistes dans les entreprises. Toutefois, il se peut que le caractère relativement permanent de ces gains ait contribué à accentuer le chômage structurel sur les marchés du travail au Canada.

Dans la même veine, Summers [1986] a prétendu qu'une part importante de la hausse du taux de chômage d'équilibre enregistrée aux États-Unis durant les années 70 peut être attribuée à l'influence des syndicats. À l'aide de données transversales regroupées par État portant sur l'année 1985, il a estimé que, pour une hausse de 10 % du taux de syndicalisation, le taux de chômage d'équilibre augmentait de 1,2 point de pourcentage. Blanchard et Summers [1986] ont affirmé que les chocs récessionnaires ont fait persister le chômage dans de nombreux pays d'Europe, en partie à cause des puissants syndicats qui s'y trouvent.

Pour réussir à influer significativement sur le processus d'établissement des salaires et, partant, avoir un effet déterminant sur le taux de chômage d'équilibre, il est essentiel que les syndicats soient très puissants. Pour exercer une influence grandissante, il faudrait aussi qu'ils deviennent plus puissants. Au Canada, le taux de syndicalisation, soit le rapport entre le nombre de travailleurs syndiqués et le nombre total d'emplois non agricoles, a augmenté de 4 ou 5 points de pourcentage au cours des années 70. Durant les années 80, toutefois, il est demeuré relativement stationnaire. Par conséquent, il paraît peu vraisemblable que les syndicats aient contribué à la hausse des taux de chômage dans les années 80 [Ashenfelter et Card, 1986; Moorthy, 1989-1990; Bruce, 1990].

### *Le chômage de longue durée*

Un accroissement de la part du chômage total représentée par le chômage de longue durée pourrait entraîner une baisse du taux de sortie des effectifs en chômage et un déplacement de la courbe *UV* vers la droite. L'effet du chômage de longue durée sur la courbe *UV* se fait sentir principalement de deux façons, à savoir par le biais de la proportion de postes vacants que les entreprises sont disposées à combler ($g$) durant une période donnée et par la proportion des chômeurs ($c$) qui recherchent activement un emploi durant la période. Il pourrait y avoir une baisse à la fois de $g$ et de $c$ au fur et à mesure qu'augmente la proportion du chômage de longue durée.

En dépit de la forte croissance économique et de la création d'emplois durant les années 80, le taux de chômage de longue durée est demeuré anormalement élevé au Canada [Rahman et Gera, 1990]. Même en 1989, alors que le taux de chômage était retombé à son niveau de 1981, la proportion de la population active qui avait été sans travail durant une période continue d'un an ou plus correspondait à une fois et demie celle de 1981. Le taux de chômage de longue durée a atteint un maximum de 10,1 % en 1985, mais il est tombé depuis à 6,6 % en 1989[15].

La probabilité de trouver un emploi décroît à mesure que se prolonge le chômage [Hasan et de Broucker, 1985]. Selon Rahman et Gera [1990], les probabilités respectives de trouver du travail pour les personnes subissant un chômage de courte et de longue durée ont divergé considérablement depuis 1977, année où elles étaient à peu près égales. La probabilité a fortement diminué pour les deux groupes durant la récession. Présentement, la probabilité de trouver un emploi pour les personnes en chômage durant peu de temps a presque retrouvé le niveau enregistré avant la récession, mais ce n'est pas le cas pour les personnes qui subissent un chômage prolongé.

Pourquoi la probabilité de trouver du travail décroît-elle à mesure que se prolonge le chômage ? Budd *et al.* [1987] proposent l'explication que voici.

Prenons une cohorte donnée de chômeurs, tous sans travail depuis la même période. Les travailleurs dont le profil correspond le mieux aux qualités recherchées sur le marché du travail sont ceux pour qui la probabilité d'être embauchés durant une période donnée est la plus grande, les travailleurs ayant le profil le moins recherché restant sans emploi. À la période suivante, les travailleurs en chômage durant la période antérieure et qui n'ont pas trouvé d'emploi restent chômeurs, mais ils ont maintenant été sans emploi pendant une période de plus. En outre, un groupe de nouveaux chômeurs viendra les rejoindre. Encore une fois, les personnes ayant les qualités les plus recherchées sont celles qui auront le plus de facilité à trouver un emploi. À mesure que se poursuit le processus, le groupe des chômeurs est caractérisé par un nombre grandissant de personnes affichant le profil professionnel le moins souhaitable.

Deux phénomènes peuvent se produire. Les employeurs peuvent se fonder sur la durée du chômage pour opérer une sélection au moment du recrutement, estimant que c'est là un indicateur du capital humain et d'autres caractéristiques d'un employé éventuel. Par ailleurs, l'intensité avec laquelle les chômeurs recherchent un emploi peut diminuer, en raison d'une détérioration de leur capital humain. À mesure que se prolonge la période de chômage, les qualités professionnelles d'une personne peuvent diminuer par manque d'utilisation; peut-être plus important encore, il peut se produire des effets psychologiques défavorables tels que la dépression, le découragement et l'aliénation, qui viennent accentuer l'incidence de l'inactivité. Ces effets sont souvent qualifiés de « séquelles ». Ces deux facteurs peuvent réduire la probabilité qu'ont les personnes en chômage prolongé de se trouver un emploi.

Bien que la théorie de la détérioration du capital humain puisse expliquer l'affaiblissement de l'intensité avec laquelle les chômeurs de longue durée recherchent un emploi, elle ne fournit pas d'explication a priori de la baisse de l'intensité moyenne de recherche d'un emploi des chômeurs, qui se traduit par un déplacement de la courbe *UV* vers la droite.

L'incidence sur l'intensité moyenne de recherche d'un emploi d'une baisse de l'intensité avec laquelle les chômeurs de longue date cherchent du travail peut être représentée de la manière suivante [Budd *et al.*, 1987]. Supposons que les personnes en chômage sont réparties en cohortes selon leurs qualités professionnelles, exprimées par l'indice $i$. Posons $U_i^{ST}$, une cohorte de chômeurs de type $i$ au temps $t$ qui ont été sans travail depuis peu. Posons que $C_i^{ST}$ est l'intensité de recherche d'un emploi des membres de cette cohorte. Ainsi, $C^{ST}$, qui est défini par l'expression suivante,

$$C^{ST} = \frac{\sum_i C_i^{ST} U_i^{ST}}{\sum_i U_i^{ST}}, \qquad (5)$$

représente l'intensité moyenne de recherche de ces personnes subissant un chômage de courte durée. Supposons que $C_i^{LT}$ exprime l'intensité moyenne de recherche des personnes en chômage prolongé et que $R_i^{LT}$ est le rapport entre le chômage de longue durée et le chômage total du groupe type $i$. L'intensité moyenne de recherche correspond donc à la somme pondérée des intensités de recherche de chaque groupe $i$ et s'écrit :

$$C = \sum_i C_i^{ST} (1 - R_i^{LT}) \frac{U_i}{U} + \sum_i C_i^{LT} R_i^{LT} \frac{U_i}{U}. \tag{6}$$

Si $(C_i^{LT} < C_i^{ST})$, alors

$$\frac{\partial C}{\partial R_i^{LT}} = (C_i^{LT} - C_i^{ST}) \frac{U_i}{U} < 0. \tag{7}$$

Par conséquent, si la durée du chômage fait baisser l'intensité de recherche de chaque groupe, elle fera aussi diminuer l'intensité moyenne de recherche. Même si cette dernière affirmation est vraie, cela ne signifie pas nécessairement que la courbe *UV* se déplacera vers la droite parce que le chômage prolongé peut inciter certains chômeurs de longue date à se retirer de la population active. Dans notre équation des entrées-sorties (4), il y aura donc une corrélation positive entre la durée du chômage et le passage des effectifs en chômage à la cohorte des personnes qui n'appartiennent pas à la population active. Si cet effet, parfois appelé effet de « retrait », s'avérait plus prononcé que l'effet du chômage de longue durée sur l'intensité moyenne de recherche (et les décisions des employeurs en matière de recrutement), il serait tout à fait vraisemblable qu'une augmentation du chômage de longue durée mène à un déplacement de la courbe *UV* vers la gauche. La courbe se déplacera vers la gauche ou vers la droite, par suite d'un accroissement du chômage de longue durée, selon que l'effet dominant sera celui du « retrait » ou celui de la diminution de l'intensité de recherche.

### *Le chômage de longue durée et la courbe* UV *: données empiriques*

La prochaine étape consiste à vérifier directement si le déplacement de la courbe *UV* vers la droite peut s'expliquer par un accroissement de la part du chômage de longue durée. Dans les équations (1) et (2), nous avons ajouté une variable indépendante exprimant le chômage de longue durée, c'est-à-dire la proportion du chômage total occupée par le chômage de longue durée, afin de déterminer si l'accroissement de ce type de chômage peut entraîner des déplacements des courbes *UV*. Le chômage de longue durée est défini comme étant toute période ininterrompue de chômage de 53 semaines ou plus.

Les équations ont été estimées avec des données trimestrielles pour la période allant du premier trimestre de 1976 au dernier trimestre de 1988; cette période a été choisie parce que, d'une part, il n'existe pas de données sur le chômage de longue durée avant 1976 et, d'autre part, les estimations trimestrielles permettent un nombre suffisant de degrés de liberté. Les résultats de l'estimation des équations au niveau national sont présentés au tableau 5 (modèles 6 et 7) et au tableau 6 (modèles 4 et 5).

Comme nous pouvons l'observer, la variable du chômage de longue durée a un effet déterminant dans les équations exprimant la courbe *UV*. Le coefficient de la variable temporelle montre une augmentation totale du taux de chômage de 4,06 points de pourcentage au cours de la période d'estimation, tandis que le chômage de longue durée a fait croître le chômage total d'environ 2,3 points de pourcentage depuis 1976. Ces résultats sont importants. Ils révèlent que la fréquence accrue du chômage de longue durée entrave le fonctionnement du marché du travail par l'intermédiaire de deux phénomènes : la baisse de l'intensité de la recherche d'emploi et la réticence des employeurs à embaucher des personnes ayant été en chômage prolongé. Cependant, la valeur estimative plus élevée du déplacement total laisse supposer que des facteurs autres que le chômage de longue durée sont à l'origine du déplacement de la courbe *UV*.

Les équations exprimant les courbes *UV* pour les régions ont également été estimées à l'aide des données trimestrielles correspondant à la même période. Les résultats des estimations figurent au tableau 7 (modèles 4 et 5). Dans les équations ayant trait aux provinces de l'Atlantique et des Prairies, la variable représentant le chômage de longue durée est celle de l'équation du niveau national, en raison de l'absence de série chronologique fiable pour la variable reflétant la part du chômage de longue durée dans ces régions. Nous pouvons constater que le chômage de longue durée est une variable explicative importante dans ces deux régions, ainsi qu'en Colombie-Britannique. Ainsi, les résultats obtenus indiquent que le déplacement estimé de la courbe *UV* de la Colombie-Britannique a été de 5,2 points de pourcentage entre le premier trimestre de 1976 et le dernier trimestre de 1987 (modèle 5, tableau 7), dont 1,7 point de pourcentage est attribuable à l'accroissement du chômage de longue durée. Cependant, la variable n'a pas joué un rôle important dans le déplacement des courbes *UV* de l'Ontario et du Québec. On peut conjecturer que la meilleure performance économique de ces deux régions par rapport aux autres au cours de la récente période d'expansion a contrebalancé l'effet du chômage de longue durée sur le taux de chômage[16].

L'importance qu'a la variable du chômage de longue durée en ce qui a trait au déplacement des courbes *UV* pour l'ensemble du Canada et certaines régions révèle un phénomène d'hystérèse, c'est-à-dire de persistance du chômage au Canada. Selon l'hypothèse de l'hystérèse [Sachs, 1986; Blanchard

**Tableau 5**

**Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, Canada, 1976-1988[a] (données trimestrielles)**

Variable dépendante : taux de chômage national

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 | Modèle 7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variables indépendantes : | | | | | | | |
| Indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*) | 0,41<br>(3,35) | ... | 0,28<br>(2,44) | 2,14<br>(2,48) | 0,29<br>(2,52) | 0,24<br>(2,37) | 0,25<br>(2,38) |
| $NHWI_{-1}$ | ... | –0,35<br>(3,85) | –0,31<br>(3,62) | ... | –0,32<br>(3,70) | –0,29<br>(3,69) | –0,29<br>(3,69) |
| $(NHWI)^2$ | ... | ... | ... | –0,11<br>(2,13) | ... | ... | ... |
| Dispersion sectorielle | ... | ... | ... | ... | 0,21<br>(0,67) | ... | 0,08<br>(0,27) |
| Chômage de longue durée | ... | ... | ... | ... | ... | 0,54<br>(3,65) | 0,54<br>(3,58) |
| Variable temporelle | 0,049<br>(1,40) | 0,08<br>(1,75) | 0,05<br>(0,88) | 0,02<br>(0,41) | 0,05<br>(0,88) | –0,03<br>(0,65) | –0,03<br>(0,63) |
| Constante | 3,68<br>(2,47) | 9,46<br>(6,70) | 7,52<br>(4,29) | –1,78<br>(0,45) | 7,46<br>(4,26) | 6,44<br>(5,02) | 6,43<br>(5,01) |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Statistiques sommaires : | | | | | | | |
| $R^2$ | 0,83 | 0,77 | 0,80 | 0,77 | 0,80 | 0,84 | 0,84 |
| Durbin-Watson | 1,67 | 1,62 | 1,69 | 1,73 | 1,71 | 1,60 | 1,60 |

a Tous les modèles ont été ajustés aux observations suivant la méthode des moindres carrés non linéaires pour tenir compte de la corrélation sérielle du premier ordre. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.

SOURCE Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Statistique Canada [1988*a*].

**Tableau 6**

**Taux de postes vacants calculé et taux de chômage, Canada, 1976-1988[a] (données trimestrielles)**

Variable dépendante : taux de chômage national

| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Variables indépendantes : | | | | | |
| Taux de postes vacants calculé ($V$) | –0,77 (14,16) | –1,56 (6,97) | –0,76 (14,46) | –0,65 (8,57) | –0,67 (9,23) |
| (Taux de postes vacants calculé)$^2$ | ... | 0,06 (3,59) | ... | ... | ... |
| Dispersion sectorielle | ... | ... | 0,50 (1,18) | ... | 0,34 (0,82) |
| Chômage de longue durée | ... | ... | ... | 0,18 (1,89) | 0,15 (1,68) |
| Variable temporelle | 0,08 (11,53) | 0,08 (11,29) | 0,08 (12,43) | 0,05 (2,48) | 0,05 (2,94) |
| Constante | 11,41 (34,54) | 13,90 (18,67) | 11,34 (34,58) | 10,53 (19,43) | 10,64 (20,65) |
| Statistiques sommaires : | | | | | |
| $R^2$ | 0,82 | 0,85 | 0,82 | 0,83 | 0,83 |
| Durbin-Watson | 1,93 | 2,00 | 1,93 | 1,90 | 1,91 |

a Tous les modèles ont été ajustés aux observations suivant la méthode des moindres carrés non linéaires pour tenir compte de la corrélation sérielle du premier ordre. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique $t$.

Source Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Betcherman [1986] et de Statistique Canada [1978] et [1988a].

Summers, 1986; Linkbeck et Snower, 1988; Heap-Hargreaves, 1980], le taux de chômage naturel est variable et est fonction de l'évolution des taux de chômage enregistrés précédemment. Ces taux de chômage subissent à leur tour l'effet du chômage de longue durée. Les probabilités décroissantes de trouver du travail des personnes en chômage durant de longues périodes

**Tableau 7**

**Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, par région, Canada, 1976-1988[a] (données trimestrielles)**

Variable dépendante : taux de chômage régional

| | Indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*) | $(NHWI)^2$ | Variable temporelle | Dispersion sectorielle | Chômage de longue durée[b] | Constante | $R^2$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Modèle 1 | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | 0,001<br>(0,34) | ... | 0,07<br>(4,20) | ... | ... | 11,23<br>(16,99) | 0,26 | Chi carré = 146,25, 10 degrés de liberté |
| Québec | -0,05<br>(5,37) | ... | 0,02<br>(1,32) | ... | ... | 12,56<br>(21,60) | 0,44 | |
| Ontario | -0,10<br>(4,84) | ... | 0,06<br>(3,79) | ... | ... | 7,40<br>(15,11) | 0,44 | |
| Provinces des Prairies | -0,06<br>(7,40) | ... | 0,09<br>(8,35) | ... | ... | 6,29<br>(13,53) | 0,79 | |
| Colombie-Britannique | -0,07<br>(8,32) | ... | 0,10<br>(6,80) | ... | ... | 10,55<br>(17,74) | 0,72 | |
| Modèle 2 | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | 0,03<br>(1,67) | -0,0002<br>(2,26) | 0,09<br>(5,57) | ... | ... | 9,61<br>(6,92) | 0,39 | Chi carré = 183,54, 15 degrés de liberté |
| Québec | -0,24<br>(5,55) | 0,002<br>(3,86) | 0,01<br>(0,99) | ... | ... | 16,29<br>(18,98) | 0,63 | |
| Ontario | -0,30<br>(3,96) | 0,003<br>(2,13) | 0,06<br>(4,64) | ... | ... | 9,78<br>(10,34) | 0,58 | |

**Tableau 7 (suite)**

| | Indice normalisé de l'offre d'emploi (*NHWI*) | $(NHWI)^2$ | Variable temporelle | Dispersion sectorielle | Chômage de longue durée[b] | Constante | $R^2$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Provinces des Prairies | –0,16<br>(4,75) | 0,001<br>(2,68) | 0,08<br>(8,33) | ... | ... | 8,22<br>(12,05) | 0,84 | |
| Colombie-Britannique | –0,22<br>(6,78) | 0,001<br>(4,46) | 0,09<br>(7,13) | ... | ... | 14,39<br>(15,78) | 0,82 | |
| Modèle 3 | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | –0,00002<br>(0,004) | ... | 0,08<br>(4,57) | 12,63<br>(1,21) | ... | 10,61<br>(11,75) | 0,31 | Chi carré = 152,69, 10 degrés de liberté |
| Québec | –0,05<br>(5,39) | ... | 0,02<br>(1,23) | –19,29<br>(2,67) | ... | 13,06<br>(21,39) | 0,44 | |
| Ontario | –0,10<br>(7,19) | ... | 0,06<br>(4,01) | –1,24<br>(0,09) | ... | 7,53<br>(14,07) | 0,46 | |
| Provinces des Prairies | –0,06<br>(5,35) | ... | 0,09<br>(8,26) | –0,74<br>(0,83) | ... | 6,27<br>(13,29) | 0,79 | |
| Colombie-Britannique | –0,07<br>(7,90) | ... | 0,10<br>(6,63) | –3,01<br>(0,51) | ... | 10,60<br>(16,16) | 0,72 | |
| Modèle 4 | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | –0,002<br>(0,35) | ... | –0,003<br>(0,12) | ... | 0,46<br>(4,35) | 10,71<br>(15,34) | 0,55 | Chi carré = 190,30, 15 degrés de liberté |
| Québec | –0,07<br>(6,82) | ... | 0,002<br>(0,10) | ... | 0,04<br>(0,71) | 13,19<br>(21,57) | 0,54 | |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Ontario | –0,15<br>(6,51) | ... | 0,08<br>(4,40) | ... | –0,07<br>(0,69) | 8,29<br>(13,26) | 0,55 | |
| Provinces des Prairies | –0,06<br>(7,39) | ... | 0,03<br>(2,63) | ... | 0,38<br>(6,82) | 5,46<br>(12,16) | 0,90 | |
| Colombie-Britannique | –0,08<br>(9,13) | ... | 0,05<br>(3,18) | ... | 0,26<br>(5,77) | 10,46<br>(18,76) | 0,83 | |
| Modèle 5 | | | | | | | | |
| Provinces de l'Atlantique | –0,03<br>(0,60) | ... | 0,006<br>(0,27) | 17,11<br>(1,64) | 0,44<br>(4,34) | 9,80<br>(10,97) | 0,58 | Chi carré = 201,97, 20 degrés de liberté |
| Québec | –0,07<br>(6,86) | ... | 0,001<br>(0,06) | –21,53<br>(2,80) | 0,04<br>(0,72) | 13,72<br>(21,96) | 0,52 | |
| Ontario | –0,16<br>(6,97) | ... | 0,09<br>(4,75) | –9,01<br>(0,65) | –0,10<br>(1,00) | 8,61<br>(12,92) | 0,56 | |
| Provinces des Prairies | –0,06<br>(7,40) | ... | 0,03<br>(2,63) | –0,79<br>(0,99) | 0,38<br>(6,85) | 5,51<br>(12,28) | 0,90 | |
| Colombie-Britannique | –0,08<br>(9,14) | ... | 0,05<br>(3,15) | 1,48<br>(0,23) | 0,26<br>(5,79) | 10,56<br>(16,88) | 0,83 | |

a Tous les modèles ont été estimés par la méthode itérative des moindres carrés généralisés à plusieurs variables. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.
b Le chômage de longue durée représente le nombre de personnes en chômage durant une longue période en proportion du nombre total de chômeurs à chaque année.
Source Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Statistique Canada [1988a] et [1988b].

influeront sur le taux de chômage naturel en accentuant les déséquilibres structurels [King, 1990].

Le phénomène d'hystérèse ou de persistance du chômage a été attribué à deux grandes causes : la détérioration du capital humain et l'effet de la négociation sur les salaires des membres et des non-membres des unités négociatrices.

Comme nous l'avons affirmé précédemment, la détérioration du capital humain résultant du chômage de longue durée entraîne une baisse de l'intensité de recherche d'un emploi ou une plus grande hésitation de la part des employeurs à embaucher ce type de chômeurs. Dans l'hypothèse des « membres et des non-membres », l'hystérèse est perçue comme une caractéristique du mécanisme de détermination des salaires, où les travailleurs qui ont un emploi (membres) recourent à la négociation pour obtenir des salaires plus élevés tout en conservant leur emploi. Cet argument a aussi été employé dans l'analyse de l'incidence de la syndicalisation sur le chômage. Les travailleurs syndiqués représentent souvent les « membres » et les travailleurs non syndiqués, les « non-membres ». Lorsque les travailleurs syndiqués ayant un emploi ne sont pas en concurrence avec les travailleurs non syndiqués sans emploi, il n'y a pas de fléchissement des salaires dans un contexte de chômage élevé, si bien que le chômage élevé persiste.

Les résultats présentés ici en ce qui a trait au chômage de longue durée sont conformes à l'hypothèse de l'hystérèse liée au capital humain. Ils peuvent aussi concorder avec celle des membres et des non-membres. Selon les résultats obtenus par Rahman et Gera [1990] pour la période 1977-1987, le chômage de longue durée n'a pas influé sur la croissance globale des salaires. Par contre, le chômage de courte durée a eu un effet très déterminant sur la croissance des salaires. Ainsi, les personnes en chômage durant une longue période peuvent être considérées comme exclues du processus de négociation des salaires.

### *Les déséquilibres et la courbe* UV

#### *Dimension régionale*

Au Canada, les conditions du marché du travail varient beaucoup selon les régions. En 1989, par exemple, les taux de chômage ont varié de 5,1 % en Ontario à plus de 12 % dans les provinces de l'Atlantique. Dans les Prairies, les taux de chômage ont oscillé autour de la moyenne nationale de 7,5 %, tandis qu'en Colombie-Britannique et au Québec, les taux étaient supérieurs à cette moyenne. Dans cette section, nous tentons de déterminer si les variations régionales du marché du travail influent sur la courbe *UV* au niveau national.

Les conditions sur les marchés du travail régionaux peuvent déterminer l'ampleur du déséquilibre sur le marché national, et ce, de deux façons. D'abord, les problèmes intrarégionaux peuvent s'aggraver. Si les rigidités et les déséquilibres s'accentuent à l'*intérieur* du marché du travail de chacune des régions, il en résultera une détérioration à l'échelle nationale. Ensuite, l'accroissement des disparités *entre* les régions, c'est-à-dire de la dispersion interrégionale, aura aussi pour effet d'accentuer les déséquilibres à l'échelle nationale.

Pour mieux se représenter l'ensemble des effets intrarégionaux des déséquilibres, il convient de les voir comme étant la somme des effets qui se produisent à l'intérieur de chaque région et qui entraînent un déplacement de la courbe *UV* de la région. Toutefois, un déplacement de la courbe *UV* du Québec aura une forte incidence sur la courbe *UV* de l'Ontario, par exemple, ainsi que sur celles des autres régions. Des facteurs tels que la mobilité de la main-d'œuvre en fonction de différents niveaux de prestations d'assurance-chômage, la croissance de l'emploi, la corrélation imparfaite des chocs entre régions, ou les réactions différentes des économies régionales à des perturbations externes se traduiront par des liens très étroits entre les marchés du travail des diverses régions.

Ces répercussions d'une région sur une autre ne sont pas incorporées dans les effets intrarégionaux des déséquilibres, mais il faut en tenir compte dans la détermination du déplacement total de la courbe pour le Canada. Étant donné l'existence possible de liens très étroits entre les marchés du travail des diverses régions, il se peut fort bien que ces effets interrégionaux soient très importants.

Soit la courbe *UV* de la région *i* qui peut s'écrire

$$U_{it} = b_{0i} + b_{1i}V_{it} + b_{2i}T + e_{it}, \tag{8}$$

où $U$ désigne le taux de chômage, $V$ le taux de postes vacants et $T$ la variable temporelle. La sommation pour toutes les régions donne :

$$\sum_{i=1}^{5} a_{it}U_{it} = \sum_{i=1}^{5} b_{0i}a_{it} + \sum_{i=1}^{5} b_{1i}a_{it}V_{it} + \sum_{i=1}^{5} b_{2i}a_{it}T + \sum_{i=1}^{5} a_{it}e_{it}, \tag{9}$$

où $a_{it}$ désigne la part de la population active nationale détenue par la région $i$ au temps $t$. On obtient ensuite la formule de la courbe *UV* pour le Canada par la sommation des courbes de toutes les régions :

$$U_t = \sum_{i=1}^{5} b_{0i}a_{it} + \sum_{i=1}^{5} b_{1i}a_{it}V_{it} + \sum_{i=1}^{5} b_{2i}a_{it}T + \sum_{i=1}^{5} a_{it}e_{it}. \tag{10}$$

L'équation (10) renferme tous les éléments d'information du système plus encombrant à cinq équations (voir le tableau 3), mais elle constitue un modèle structurel difficile à interpréter. Néanmoins, l'équation nous permet d'estimer le déplacement attribuable à des facteurs intrarégionaux.

La démarche suivie pour distinguer les effets intrarégionaux des effets interrégionaux peut être illustrée par deux raisonnements simples. D'abord, nous estimons les courbes régionales.

Supposons que les résultats montrent que la courbe de chacune des régions s'est déplacée vers la droite (la raison de cette hypothèse simplificatrice sera précisée plus loin). Prenons ensuite l'estimation du déplacement (la valeur du coefficient de la variable temporelle) que nous obtenons de l'estimation de la courbe *UV* classique (voir, par exemple, le modèle 1 au tableau 1). Posons que $x$ % est la valeur estimée du coefficient durant la période à l'étude, $x$ étant l'estimation du déplacement total de la courbe classique pour le Canada, lequel incorpore les effets à la fois intrarégionaux et interrégionaux. Prenons maintenant l'estimation obtenue de l'équation 10 pour l'ensemble du Canada. Supposons que la valeur ainsi estimée corresponde à y %, soit l'estimation du déplacement de la courbe pour le Canada qui renferme uniquement l'ensemble des effets intrarégionaux. Supposons aussi que $y = x$. Nous pouvons conclure dans ce cas que les effets conjugués équivalent aux effets intrarégionaux, ce qui signifie que les effets interrégionaux ne jouent pas. Nous pouvons affirmer cela en toute certitude seulement si les résultats montrent que toutes les courbes se sont déplacées vers la droite; il est tout à fait concevable que s'il y a eu déplacement vers la gauche des courbes de certaines régions, ce phénomène a pu compenser le déplacement vers la droite découlant des effets interrégionaux. En d'autres termes, l'identification ne pose aucun problème si les courbes de toutes les régions se sont déplacées vers la droite.

Supposons maintenant que $x > y$. Dans ce scénario, $x - y$ est une estimation des effets interrégionaux (en supposant toujours que toutes les courbes se sont déplacées vers la droite). Il se pourrait donc que les effets intrarégionaux n'entraînent aucun déplacement ($y = 0$), mais que la courbe pour le Canada se soit néanmoins déplacée. Ce déplacement serait alors attribuable entièrement aux effets interrégionaux.

Enfin, si nous avons $x < y$ (et si les courbes pour toutes les régions se sont déplacées vers la droite), il y a lieu de conclure que les effets interrégionaux se sont opérés en sens contraire.

Pour mesurer le déplacement de la courbe pour le Canada, pourquoi ne pas utiliser simplement la somme pondérée des valeurs des déplacements, calculées en estimant l'équation de chacune des régions ? Par intuition, c'est parce

que, lorsque nous estimons le système à l'aide de la méthode de Zellner, nous ne pondérons pas l'apport relatif de chacune des régions pour ce qui est de combler les emplois vacants, si bien que les coefficients estimés des variables temporelles ne tiennent pas compte de cette contribution. L'équation correctement spécifiée pour l'ensemble du Canada tient compte de cet élément par une pondération de la variable exprimant l'indice normalisé de l'offre d'emploi, avant que s'effectue l'estimation.

### *L'estimation des effets intrarégionaux et interrégionaux*

Rappelons que, selon les données du tableau 3, il y a eu déplacement de la courbe de chaque région vers la droite durant la période, de sorte que l'hypothèse qui sous-tend notre raisonnement précédent est vérifiée. Le tableau 8 fait voir les résultats de l'estimation des paramètres de l'équation 10 (modèle 2), dans laquelle le coefficient estimé de la variable temporelle nous fournit une indication du déplacement intrarégional. Le déplacement ainsi calculé correspond à environ 3 points de pourcentage au cours de la période 1966-1988. D'après les données du tableau 1, le déplacement total de la courbe *UV* classique est d'environ 6,5 points de pourcentage. Compte tenu de l'analyse qui précède, le déplacement estimé attribuable aux effets interrégionaux représente environ 3,5 points de pourcentage. Ces résultats confirment donc l'hypothèse que les déséquilibres interrégionaux contribuent dans une large mesure à l'accentuation du déséquilibre à l'échelle nationale.

Selon Abraham [1987], pour que l'accentuation des déséquilibres interrégionaux soit à l'origine d'un déplacement de la courbe *UV* au niveau national, les courbes exprimant le rapport entre les emplois vacants et le chômage dans chacune des régions doivent avoir une forme convexe[17]. Le graphique 6 (partie A) permet d'illustrer l'importance du critère de convexité. Supposons que, dans toutes les régions, le rapport entre le chômage et les emplois vacants soit celui que sous-entend la courbe *UV* pour l'ensemble du Canada. Prenons pour acquis que toutes les régions sont représentées par le point *A* sur la courbe *UV*. Le taux de vacance national et le taux de chômage national sont donc égaux aux taux $v_0$ et $u_0$ de chaque région. Supposons que la demande de main-d'œuvre augmente dans certaines régions et diminue de façon équivalente dans les autres. Il s'établira maintenant, pour chacune de ces régions, un nouveau point d'équilibre différent du point *A*. Si la main-d'œuvre n'est pas mobile, c'est-à-dire qu'elle ne se déplace pas d'une région à une autre, la région où la demande de main-d'œuvre augmente se situera maintenant au point *B*, correspondant à un nombre plus élevé d'emplois vacants et à un taux de chômage plus faible. La région où la demande de main-d'œuvre a diminué se situera au point *C*, correspondant à un nombre réduit d'emplois vacants et à un taux de chômage plus élevé. Notons que la

**Tableau 8**

**Déplacement de la courbe illustrant le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi pour le Canada, par région, 1966-1988[a] (données annuelles)**

Variable dépendante : taux de chômage national

| | Modèle 1 | Modèle 2 |
|---|---|---|
| Indice normalisé de l'offre d'emploi pour le Canada (*NHWINAT*) | –0,57<br>(13,63) | ... |
| Indice normalisé ajusté de l'offre d'emploi<br>Provinces de l'Atlantique (*ANHWIATL*) | ... | 0,001<br>(2,93) |
| Québec (*ANHWIQUE*) | ... | 0,0002<br>(0,43) |
| Ontario (*ANHWIONT*) | ... | –0,004<br>(7,23) |
| Provinces des Prairies (*ANHWIPRA*) | ... | –0,0003<br>(4,61) |
| Colombie-Britannique (*ANHWIBC*) | ... | –0,0002<br>(1,74) |
| Constante | 8,75<br>(19,63) | ... |
| Constante ajustée<br>Provinces de l'Atlantique | ... | –1,47<br>(1,62) |
| Québec | ... | –0,27<br>(0,93) |
| Ontario | ... | 0,28<br>(1,10) |
| Provinces des Prairies | ... | 0,30<br>(1,57) |
| Colombie-Britannique | ... | 1,03<br>(1,82) |
| Variable auxiliaire (à compter de 1974) | 1,26<br>(3,61) | ... |
| Variable auxiliaire (à compter de 1972) | ... | 1,37<br>(5,29) |

**Tableau 8 (suite)**

| | Modèle 1 | Modèle 2 |
|---|---|---|
| Variable temporelle | 0,23 | 0,13 |
| | (8,57) | (2,42) |
| Statistiques sommaires : | | |
| $R^2$ | 0,98 | 0,996 |
| Durbin-Watson | 1,73 | 1,99 |

a Toutes les équations ont été ajustées pour tenir compte de la corrélation sérielle. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t*.

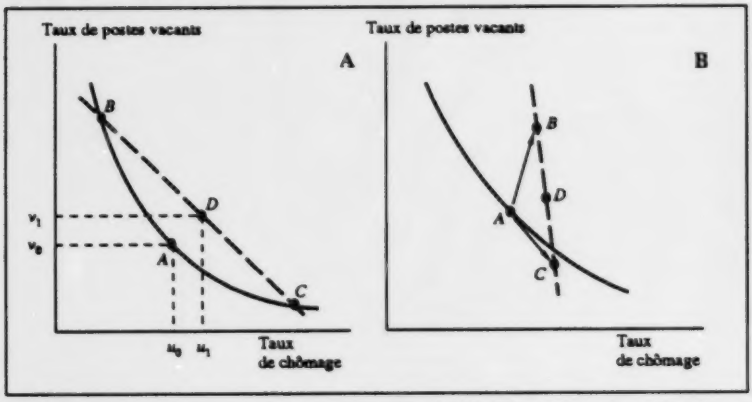
Source Estimations des auteurs fondées sur des données tirées de Statistique Canada [1988*a*] et [1988*b*].

demande nationale de main-d'œuvre n'a pas varié, mais que la dispersion des valeurs régionales a augmenté. Étant donné que le rapport entre les emplois vacants et le chômage prend la forme d'une courbe convexe pour chaque région, l'accroissement de la dispersion régionale se traduira par une hausse du taux national de postes vacants, qui passera de $v_0$ à $v_1$, et du taux de chômage national, qui passera de $u_0$ à $u_1$. Le point d'équilibre à l'échelle nationale sera maintenant *D*, sur une nouvelle courbe *UV* représentant la moyenne des déplacements des courbes des régions. La disparité accrue, exprimée par la dispersion des taux de chômage régionaux, a donc entraîné un déplacement de la courbe *UV* nationale vers l'extérieur. Comme le montre la partie A du graphique 6, plus la courbure de *UV* est prononcée, plus l'effet attribuable à ces dispersions est grand.

L'analyse qui précède est fondée en grande partie sur la convexité des courbes *UV*. Toutefois, l'accentuation des déséquilibres régionaux peut influer sur les taux de vacance et de chômage nationaux, même si les courbes *UV* ne sont pas convexes. Cela est dû à la présence d'asymétries dans la réaction des taux de postes vacants et de chômage aux variations de la demande de main-d'œuvre. Abraham [1987] a fait valoir que des variations brusques de la demande de main-d'œuvre entraînent une réaction immédiate du taux de vacance, mais un rajustement plus lent du taux de chômage. Reprenons l'exemple précédent dans lequel une hausse de la demande de main-d'œuvre dans une région est compensée par une baisse équivalente dans une autre. Il en résultera une hausse à la fois du taux de postes vacants et du taux de chômage au cours de la période étudiée. Le phénomène est illustré à la partie B du graphique 6. Le point auquel correspond le rapport entre les emplois vacants et le chômage dans la région où s'est accrue la demande de main-d'œuvre sera maintenant *B* et le point pour la région où a fléchi la demande de main-d'œuvre

**Graphique 6**

**Dispersion régionale, postes vacants et chômage**




est maintenant *C*. Le point *D*, situé à mi-chemin entre *B* et *C*, représente la moyenne des changements observés durant la période. Cet effet sera généralement plus accentué s'il n'y a pas de mobilité de la main-d'œuvre entre les régions. S'il est vrai que les taux de chômage tardent à se rajuster en fonction des variations de la demande de main-d'œuvre, la dispersion accrue des taux de croissance de l'emploi dans les régions se traduira par une hausse des emplois vacants et du chômage, ce qui provoquera un déplacement vers la droite de la courbe *UV* pour l'ensemble du Canada.

Pour déterminer si la courbe *UV* nationale et les courbes des régions sont convexes par rapport à l'origine, il faut examiner le coefficient estimé du terme $NHWI^2$. La condition technique nécessaire à la convexité est que le coefficient soit assorti d'un signe positif. Les résultats présentés au tableau 1 (modèles 1 et 2), au tableau 2 (modèles 1 et 2) et au tableau 3 (modèle 1) confirment la convexité des courbes *UV* pour le Canada et pour les régions.

### *Les effets interrégionaux : dispersion des taux de chômage et des taux de croissance de l'emploi*

Les données empiriques présentées jusqu'à maintenant ont montré que les déséquilibres interrégionaux ont entraîné un déplacement de la courbe *UV* nationale. Nous examinerons maintenant deux manifestations des effets interrégionaux : la dispersion des taux régionaux de chômage et des taux régionaux de croissance de l'emploi.

*La dispersion des taux régionaux de chômage*

Nous avons calculé un indice de dispersion des taux de chômage (*UDI*, voir l'équation 11) qui reflète l'écart du taux de chômage de chaque région par rapport au taux de chômage national, pondéré en fonction de la part de la population active nationale appartenant à la région.

$$UDI = \left[ \sum_{i=1}^{5} \frac{L_{it}}{L_i} (U_{it} - U_t)^2 \right]^{1/2}, \qquad (11)$$

où $L_{it}$ désigne la population active de la région $i$ au temps $t$, $L_t$ la population active canadienne totale, $U_{it}$ le taux de chômage de la région $i$ au temps $t$, et $U_t$ le taux de chômage national.

La dispersion des taux régionaux de chômage figure à la colonne 1 du tableau 9. Les données révèlent une tendance générale à la hausse de l'indice entre 1975 et 1988, attribuable à un relâchement des marchés du travail au milieu des années 70 et durant les années 80, par rapport à la situation observée à la fin des années 60 et au début des années 70. Mais il y a plus, comme en témoignent les résultats d'une régression dans laquelle la variable dépendante était l'indice de dispersion des taux de chômage, et les variables explicatives étaient le taux de chômage (mesuré ou à coefficients de pondération fixes) et une variable auxiliaire représentant le déplacement après 1974. Le coefficient estimé de la variable auxiliaire était positif et très significatif, laissant supposer que l'indice de dispersion a varié brusquement après 1974 en conséquence de facteurs autres que la fluctuation des taux de chômage.

Les résultats obtenus confirment que l'accroissement de la dispersion des taux de chômage régionaux a été un facteur important dans le déplacement de la courbe *UV*.

*La dispersion des taux régionaux de croissance de l'emploi*

L'accroissement de la dispersion des taux régionaux de croissance de l'emploi contribue-t-il à rendre significatifs les effets interrégionaux ? Pour répondre à cette question, nous avons calculé l'indice de dispersion des taux régionaux d'emploi à l'aide de l'équation suivante :

$$EDI = \left[ \sum_{i=1}^{5} \frac{E_{it}}{E_t} (\dot{E}_{it} - \dot{E}_t)^2 \right]^{1/2}, \qquad (12)$$

où $E_{it}$ et $\dot{E}_{it}$ désignent le niveau d'emploi et le taux de croissance de l'emploi dans la région $i$ et où $E_t$ et $\dot{E}_t$ sont le niveau d'emploi national et le taux national

**Tableau 9**

**Dispersion des taux de chômage et des taux de croissance de l'emploi dans les régions et les secteurs, Canada, 1966-1989**

| | Dispersion régionale | | |
|---|---|---|---|
| | Taux de chômage (1) | Taux de croissance de l'emploi (2) | Dispersion sectorielle[a] (3) |
| 1966 | 0,97 | – | 1,57 |
| 1967 | 0,97 | 0,98 | 1,62 |
| 1968 | 1,12 | 1,44 | 1,20 |
| 1969 | 1,34 | 1,25 | 1,15 |
| 1970 | 1,27 | 0,86 | 1,45 |
| 1971 | 0,95 | 0,56 | 0,99 |
| 1972 | 1,26 | 1,11 | 1,53 |
| 1973 | 1,29 | 0,81 | 1,23 |
| 1974 | 1,48 | 0,94 | 1,48 |
| 1975 | 1,70 | 0,63 | 1,62 |
| 1976 | 1,95 | 1,22 | 1,27 |
| 1977 | 2,26 | 1,02 | 1,12 |
| 1978 | 2,26 | 0,93 | 0,92 |
| 1979 | 2,14 | 0,63 | 1,25 |
| 1980 | 2,10 | 1,53 | 1,20 |
| 1981 | 2,29 | 1,38 | 0,91 |
| 1982 | 2,39 | 1,55 | 1,76 |
| 1983 | 1,98 | 0,91 | 1,01 |
| 1984 | 2,34 | 1,33 | 1,00 |
| 1985 | 2,58 | 0,73 | 0,92 |
| 1986 | 2,52 | 0,82 | 1,21 |
| 1987 | 2,54 | 1,09 | 0,99 |
| 1988 | 2,45 | 0,77 | 0,90 |
| 1989 | 2,24 | 0,62 | 1,01 |

a Taux de croissance de l'emploi ($\sigma * 100$).
Source Estimations des auteurs.

de croissance de l'emploi. Cette mesure de dispersion est tout simplement l'écart-type des taux régionaux de croissance de l'emploi par rapport au taux national.

La colonne 2 du tableau 9 indique la dispersion des taux régionaux réels de croissance de l'emploi. Une hausse de l'indice traduit un écart grandissant entre les niveaux d'emploi régionaux souhaités et peut entraîner un déplacement

vers l'extérieur de la courbe *UV* pour le Canada. La dispersion des taux régionaux de croissance de l'emploi a été relativement uniforme au cours des années 70, sauf en 1975 et en 1979, années où elle a été la plus faible depuis 1967. Dans les années 80, des phénomènes intéressants se sont produits. Durant la récession et la reprise, soit de 1981 à 1984, la dispersion des taux de croissance de l'emploi s'est fortement accentuée, puis s'est atténuée de 1985 à 1989 pour se situer, à la fin de la période, autour de la moyenne enregistrée de 1970 à 1979. L'expérience des années 80 indique que, si la dispersion des taux régionaux de croissance de l'emploi a fait se déplacer vers la droite la courbe *UV* nationale au début de la décennie, elle aurait dû se déplacer vers la gauche durant la seconde moitié des années 80[18].

### *Les déséquilibres entre les secteurs industriels et la courbe* UV

Les déséquilibres entre les secteurs industriels ont le même effet sur les courbes *UV* que les déséquilibres entre les régions. Une accentuation des déséquilibres sectoriels entraînera un déplacement de la courbe *UV* en augmentant le chômage pour un nombre donné d'emplois vacants. Dans cette section, nous examinons l'effet de la dispersion sectorielle de l'emploi sur les courbes *UV* du Canada et de ses régions. L'explication théorique de l'influence de la dispersion sectorielle sur les déséquilibres du marché du travail se trouve dans l'hypothèse des changements sectoriels [Lilien, 1982]. Cette hypothèse part du principe qu'il existe un lien étroit entre le taux de chômage naturel et le processus de réaffectation de la main-d'œuvre. Plus précisément, le rythme auquel s'opère le redéploiement de la main-d'œuvre suite aux changements intrasectoriels et intersectoriels de l'emploi joue un rôle important dans la détermination du taux de chômage naturel. Plus le redéploiement s'effectue lentement, plus le taux naturel sera élevé. En outre, suivant cette hypothèse, le taux naturel variera dans le temps selon l'ampleur de la réaffectation requise.

L'hypothèse des changements sectoriels s'éloigne de la théorie macroéconomique classique qui veut que les fluctuations globales résultent en général de perturbations elles aussi de nature globale; autrement dit une part importante du chômage observé est de nature cyclique. Lilien a fait valoir que des phénomènes tels que la rapidité du progrès technologique, les changements dans la demande des produits ou de fortes fluctuations des prix relatifs (par exemple, la flambée des prix du pétrole à la fin des années 70), ont amené les entreprises à rajuster leurs effectifs plus que ce que suppose le processus habituel d'ajustement continu. Dans ce processus de rajustement, certains travailleurs peuvent perdre leur emploi. Si le rythme de réintégration de la main-d'œuvre est lent, cela veut dire qu'il faudra un certain temps pour faire correspondre les travailleurs en chômage à de nouveaux emplois, si bien qu'une hausse du taux de chômage est inévitable.

Les études empiriques portant sur les effets des changements sectoriels sur le chômage ont été faites principalement dans une perspective globale. En règle générale, les chercheurs ont fait l'estimation d'équations de forme réduite où l'une des variables explicatives est la dispersion sectorielle de l'emploi. Pour les fins de l'analyse, Lilien [1982] a défini cette variable comme étant l'écart-type des taux de croissance de l'emploi dans chacun des secteurs industriels par rapport à la moyenne de l'ensemble des industries, les taux des différents secteurs étant pondérés en fonction de leur part de l'emploi total ($\sigma$)[19].

À la colonne 3 du tableau 9 figurent les données sur la dispersion des taux de croissance de l'emploi des secteurs industriels ($\sigma$) durant la période. Sigma ($\sigma$) est calculé ainsi :

$$\sigma = \left[ \sum_{i=1}^{8} \frac{E_{it}}{E_t} (\Delta \log E_{it} - \Delta \log E_t)^2 \right]^{1/2}, \qquad (13)$$

où $E_{it}$ désigne l'emploi dans le secteur $i$ au temps $t$ et $E_t$ l'emploi total. Les secteurs d'activité examinés étaient au nombre de sept, à savoir la construction, l'agriculture, les services commerciaux, la fabrication, les services non commerciaux, les autres industries primaires et l'administration publique.

La dispersion moyenne des taux sectoriels de croissance de l'emploi est plus grande avant 1975 qu'après. Elle s'accroît brusquement en 1982, phénomène attribuable surtout à la récession qui a sévi à cette époque. L'indice de dispersion a fléchi au cours de la phase récente de reprise et d'expansion économiques. Cela signifie que la poursuite de cette tendance entraînerait un déplacement de la courbe *UV* nationale vers la gauche.

Aux tableaux 5 et 6 sont présentés les résultats des estimations trimestrielles de la courbe *UV* nationale pour la période 1976-1988. Pour que l'analyse soit complète, nous avons estimé à nouveau les équations initiales (tableaux 1 et 2) où le taux de chômage était la variable dépendante. Les résultats de ces estimations trimestrielles semblent généralement conformes aux résultats que nous avions obtenus antérieurement. Les estimations obtenues lorsque $\sigma$ est une variable indépendante sont présentées au tableau 5 (modèles 5 et 7) et au tableau 6 (modèles 3 et 5). Il ressort clairement de ces données que la dispersion sectorielle de l'emploi, représentée par $\sigma$, n'a pas eu un effet déterminant sur le taux de chômage national durant la période.

Nous avons aussi calculé l'indice de dispersion sectorielle de l'emploi pour chaque région. Dans quatre des cinq régions, soit les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario et les provinces des Prairies, les indices de dispersion n'ont connu ni hausse ni baisse sensible. En Colombie-Britannique, l'indice

de dispersion sectorielle de l'emploi a enregistré une forte hausse en 1982, mais les déséquilibres se sont atténués par la suite.

Les résultats des estimations des équations des courbes *UV* des régions dans lesquelles σ entre comme variable explicative sont présentés au tableau 7 (modèles 3 et 5). Le Québec est la seule région où cette variable joue un rôle déterminant, mais là également, le signe du coefficient est négatif, ce qui laisse penser que la dispersion sectorielle de l'emploi dans cette région a plutôt eu pour effet de déplacer la courbe *UV* vers la gauche durant la période 1976-1988.

## Conclusions

Les travaux récents visant à expliquer les taux de chômage élevés et la persistance du chômage au Canada ont été axés sur l'estimation du taux de chômage naturel. Des exemples de ce genre d'études sont celles de McCallum [1987], Fortin [1989] et Burns [1990]. De l'avis général, le taux de chômage naturel s'est accru ces dernières années, ce qui laisse supposer que le chômage serait en grande partie de nature structurelle. L'insuffisance de la demande globale semble être une autre cause de l'augmentation du chômage, bien que l'importance attribuée à ce facteur diffère selon les études.

Dans ce document, l'analyse a pris une orientation différente, c'est-à-dire qu'elle est axée sur les effets des déséquilibres structurels qui entraînent une non-correspondance des chômeurs et des emplois vacants. Le rapport entre le chômage et l'offre d'emploi a été estimé pour l'ensemble du Canada et chacune des cinq régions, en recourant à deux variables instrumentales pour représenter les données inexistantes sur les emplois vacants, à savoir l'indice normalisé de l'offre d'emploi et un taux de postes vacants calculé. L'analyse a porté sur les facteurs pouvant causer un déplacement des courbes exprimant le rapport chômage/postes vacants. Voici les principales conclusions qui se dégagent de cette analyse.

- Les courbes représentant le rapport entre le chômage et l'indice de l'offre d'emploi normalisé, pour l'ensemble du Canada et chacune des régions, se sont déplacées vers la droite entre 1966 et 1988, phénomène révélateur de déséquilibres structurels croissants.

- La hausse de la part du chômage total représentée par le chômage de longue durée est la principale cause du déplacement de la courbe exprimant le rapport entre le chômage et les postes vacants pour l'ensemble du Canada, les provinces de l'Atlantique, la Colombie-Britannique et les provinces des Prairies.

- L'analyse au niveau national révèle que les déséquilibres interrégionaux et intrarégionaux ont joué un rôle significatif dans le déplacement de la courbe *UV* pour l'ensemble du Canada. Toutefois, les disparités interrégionales s'avèrent le facteur prédominant, puisqu'elles expliquent 54 % du déplacement total de la courbe nationale.

- La dispersion sectorielle de l'emploi ne semble pas avoir d'effet déterminant sur le déplacement de la courbe exprimant la relation chômage-postes vacants pour l'ensemble du Canada, ni sur celles des régions.

Il ressort de cette étude que le chômage structurel s'est aggravé au Canada durant les années 70 et 80. Cette tendance est évidente non seulement à l'échelle nationale, mais aussi dans les régions, où l'incidence du phénomène a varié. L'augmentation la plus forte a été enregistrée dans les provinces de l'Atlantique, suivies de la Colombie-Britannique, du Québec, de l'Ontario et des Prairies. L'aggravation des déséquilibres structurels observée dans toutes les régions incite à penser que, pour réduire le chômage, les décideurs devront appuyer la politique macroéconomique par un ensemble de mesures ciblées destinées à améliorer le fonctionnement des marchés du travail.

L'incidence significative du ratio chômage de longue durée/chômage total pose un épineux problème au plan des politiques. La hausse de la proportion du chômage de longue durée observée durant le dernier cycle économique et la répartition inégale du fardeau de cette forme de chômage entre les groupes d'âge et les régions constituent des raisons fondamentales pour axer les politiques de main-d'œuvre au Canada sur ce phénomène. Les conséquences du chômage de longue durée sur la capacité d'adaptation du marché du travail et les séquelles qu'il inflige aux chômeurs ne peuvent que renforcer cette conclusion. Dans une recherche antérieure, Rahman et Gera [1990] ont fait valoir que le programme Développement de l'emploi, qui est l'un des volets de la stratégie Planification de l'emploi, ainsi que les centres d'emploi du Canada qui sont en place à travers le pays constituent un réseau étendu de services connexes accessibles aux personnes en chômage depuis longtemps. Bien que ces programmes aient produit de bons résultats dans l'ensemble, certains aspects pourraient être améliorés. Par exemple, la période minimale de chômage pour être admissible aux programmes (sans emploi durant 24 des 30 dernières semaines) pourrait être ramenée à quatre mois. Le repérage plus rapide de ces chômeurs permettrait d'éviter que leurs compétences se détériorent davantage. Mais, plus important encore, ces programmes devraient viser en particulier les travailleurs plus âgés. C'est ce groupe qui est le plus vulnérable au chômage de longue durée et qui a le plus besoin d'aide.

Enfin, une enquête sur les emplois vacants aiderait les décideurs à analyser l'incompatibilité croissante entre les emplois vacants et les caractéristiques des chômeurs. La cueillette de données fiables sur les emplois vacants pose

des difficultés bien connues, mais elles pourraient être surmontées grâce à un financement adéquat, des recherches et le temps requis. Il ne coûterait vraisemblablement pas plus cher d'obtenir ces données que de mettre en œuvre des politiques mal orientées en l'absence des connaissances que pourraient fournir des données sur les emplois vacants.

## Notes

1 Pour plus de détails au sujet de l'Enquête sur les postes vacants, voir Statistique Canada [1978].

2 Les données non publiées ont été fournies par Emploi et Immigration Canada.

3 Statistique Canada [1988*a*]; pour en savoir davantage sur la conception de la série, voir les notes techniques qui figurent dans cette publication.

4 Il s'agit du principal aspect qui distingue l'indice de l'offre d'emploi au Canada de celui des États-Unis, ce dernier étant fondé sur le nombre d'annonces plutôt que sur la longueur des colonnes. Ce n'est que tout récemment que Statistique Canada a commencé à établir l'indice en fonction du nombre d'annonces d'offres d'emploi paraissant dans 22 journaux des principales régions métropolitaines. Pour plus de renseignements, voir Statistique Canada [1988*a*].

5 Les équations du tableau 1 ne représentent pas des modèles structuraux. Elles fournissent un moyen simple de déterminer si le rapport entre l'indice de l'offre d'emploi et le chômage a changé. Cette forme de test est couramment utilisée dans les ouvrages. Voir, par exemple, Summers [1986] et Abraham [1987].

6 Des résultats semblables ont été signalés par Reid et Meltz [1979] et Betcherman [1986]. Pour des données sur la relation entre le chômage et l'indice de l'offre d'emploi aux États-Unis, voir Abraham [1987], Medoff [1983], Baily [1984], Cohen et Solow [1967], Summers [1986] et Blanchard et Diamond [1989]. Pour des données sur le Royaume-Uni, voir Jackman *et al.* [1984], Jackman et Roper [1987] et Dow et Dicks-Mireaux [1958]. Pour des données se rapportant à l'Allemagne, voir Franz [1987]. Pour des données portant sur un groupe de pays d'Europe, voir Budd *et al.* [1987]. Enfin, pour une explication des théories qui sous-tendent le rapport chômage-postes vacants (*UV*), voir Hansen [1970] et Pissarides [1985].

7 Ce modèle est semblable à ceux de Layard et Nickell [1987] et d'Abraham [1987].

8 Pissarides [1986] a montré que l'équation 3 se caractérise par des rendements d'échelle constants. Nous pouvons donc diviser les deux côtés de l'équation par le chômage ($U$) et obtenir $A/U = f(gV/U, c, mm)$, où $A/U$ représente le taux de sortie des effectifs en chômage, $V/U$ le rapport entre les emplois vacants et les chercheurs d'emploi et $mm$ mesure les déséquilibres.

9 Abraham [1987] montre qu'en équilibre stationnaire, la courbe exprimant le rapport entre les emplois vacants et le chômage a une pente négative et est convexe par rapport à l'origine. Selon ce modèle simple, le point exact de la courbe *UV* auquel correspondra une situation donnée sur le marché du travail dépendra du rapport entre le niveau d'emploi désiré et la taille de la population active.

10 Dans les ouvrages traitant de la courbe de Phillips, ce taux est couramment appelé « taux de chômage pondéré selon la méthode de Perry » [voir Perry, 1970]. Dans nos calculs, pour tenir compte des facteurs âge et sexe, nous avons décomposé la population active en 12 catégories, à savoir les hommes et les femmes de 15 à 19 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 34 ans, de 35 à 44 ans, de 45 à 54 ans et de 55 ans et plus. Récemment, Summers [1986] a fait valoir qu'il n'y a pas de raison que le seul ajustement pour tenir compte des changements dans la composition de la population active soit fait en fonction de l'âge et du sexe. La méthode de pondération de Perry peut être appliquée à des changements d'une autre nature dans la composition de la population active, notamment au niveau de l'état matrimonial, de la scolarité et de l'industrie. Le taux de chômage est généralement plus élevé chez les travailleurs moins instruits. Toutefois, les Canadiens sont beaucoup plus instruits aujourd'hui qu'il y a 20 ans, ce qui devrait contribuer à abaisser les taux de chômage. Les taux de chômage sont généralement plus élevés dans les secteurs de la fabrication, de la construction et des mines que dans ceux des services, du commerce et de la finance, et la part de la population active travaillant dans ces derniers secteurs a augmenté. On retrouve un pourcentage plus élevé de chômeurs chez les célibataires que chez les personnes mariées, et la part de la population active canadienne représentée par les personnes mariées a fléchi au fil des ans. Il n'est donc pas évident, à première vue, que l'évolution de la composition de la population active a fait croître le taux de chômage observé. D'après les résultats des calculs effectués selon cette méthode, figurant dans Gera *et al.* [1988], les ajustements apportés pour tenir compte des changements survenus dans la composition de la population active du point de vue de l'état matrimonial ont une valeur quantitative beaucoup plus élevée que la pondération en fonction de l'âge et du sexe. La valeur de l'ajustement effectué pour tenir compte de l'état matrimonial est passée à 0,4 à la fin des années 70, mais, contrairement au facteur d'ajustement pour tenir compte de l'âge et du sexe, ce coefficient n'a pas diminué durant les années 80. Enfin, les ajustements apportés en fonction du secteur industriel montrent que les changements dans la répartition industrielle de la population active ont entraîné une faible baisse du chômage.

11 Pour une excellente analyse de ces questions, voir le *Rapport de la Commission d'enquête sur l'assurance-chômage*, Approvisionnements et Services Canada, Ottawa, 1986.

12 Le professeur Pierre Fortin a eu l'amabilité de nous fournir ces données.

13 Dans une perspective semblable, Betcherman [1986] a soutenu que l'accroissement du pourcentage de jeunes dans la population active et l'assouplissement progressif du régime d'assurance-chômage semblent avoir eu une incidence importante sur l'aggravation initiale des déséquilibres structurels vers 1972. Toutefois, après 1975, le niveau élevé des déséquilibres ne peut être attribué à ces facteurs d'ordre démographique ou institutionnel.

14 Les mesures législatives fédérales et provinciales de protection de l'emploi sont décrites dans un document intitulé « Tableaux de référence » (qui traite des normes d'emploi au 1er octobre 1986), Direction des relations fédérales-provinciales, Travail Canada, 1986.

15 Le Canada n'est pas le seul pays à avoir récemment enregistré une hausse du chômage de longue durée. Le même phénomène s'est produit dans les pays européens membres de l'OCDE, au Japon et aux États-Unis. Ce qui distingue le chômage de longue durée au Canada par rapport aux autres pays de l'OCDE, notamment ceux d'Europe, c'est l'ampleur du problème dans le premier cas. Pour une analyse approfondie de cette question, voir Rahman et Gera [1990].

16 Pour connaître en détail la répartition régionale du chômage de longue durée et l'évolution récente de cette répartition, voir Rahman et Gera [1990].

17 Pour un premier exposé clair sur cet aspect, dans un contexte quelque peu différent, voir Lipsey [1960].

18 Nous avons effectué une estimation supplémentaire des déséquilibres régionaux. Nous avons supposé au préalable qu'il y aura équilibre entre les régions si le rapport entre le chômage et les postes vacants est le même dans toutes les régions. Nous pouvons ensuite déterminer l'ampleur du chômage structurel en calculant la proportion de chômeurs qui devraient migrer dans une autre région pour que le nombre de chômeurs corresponde exactement au nombre d'emplois vacants. Cette estimation nous est donnée par :

$$\left[\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{5}/U_i - V_i/\right]$$

où $U_i$ et $V_i$ désignent respectivement la proportion de chômeurs et la proportion d'emplois vacants dans la région $i$. D'après les données sur le nombre d'emplois vacants déclarés, nos calculs révèlent que l'écart

régional entre le nombre de chômeurs et le nombre d'emplois vacants s'est affaibli de 1982-1983 à 1984-1985, mais s'est accru plus récemment pour atteindre les niveaux enregistrés à la fin des années 70. Cette accentuation des déséquilibres laisse entendre que le chômage structurel au Canada s'est aggravé durant la période. Pour plus de détails, voir Gera *et al.* [1988].

19 Dans les travaux d'analyse macroéconomique publiés, une bonne partie des discussions empiriques ont visé à déterminer si l'utilisation des changements sectoriels comme variable de remplacement est justifiée. La controverse a principalement porté sur la question de savoir si la dispersion sectorielle de l'emploi est indépendante des effets de la demande globale ou s'il s'agit vraiment d'une variable exogène [Abraham et Katz, 1986; Kaliski, 1987; Neelin, 1987]. On trouvera des données au niveau national sur le Canada dans Samson [1985]. Pour un exposé détaillé sur l'hypothèse des changements sectoriels et des données microéconomiques dans le cas du Canada, voir Gera et Rahman [1991].

## Liste des tableaux et des graphiques

### Tableaux


1 Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, Canada, 1966-1988 (données annuelles) 8

2 Taux de postes vacants calculé et taux de chômage, Canada, 1966-1988 (données annuelles) 12

3 Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, par région, Canada, 1966-1988 (données annuelles) 16

4 Taux de cessation d'emploi, définitive et temporaire, Canada, 1978-1986 21

5 Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, Canada, 1976-1988 (données trimestrielles) 30

6 Taux de postes vacants calculé et taux de chômage, Canada, 1976-1988 (données trimestrielles) 32

7 Indice normalisé de l'offre d'emploi et taux de chômage, par région, Canada, 1976-1988 (données trimestrielles) 33

8 Déplacement de la courbe illustrant le rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi pour le Canada, par région, 1966-1988 (données annuelles) 40

9 Dispersion des taux de chômage et des taux de croissance de l'emploi dans les régions et les secteurs, Canada, 1966-1989 44


### Graphiques


1 Rapport entre le chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi, Canada, 1966-1988 7

2 Rapport entre le taux de chômage et le taux de postes vacants (calculé), Canada, 1966-1988 11

3 Rapport entre le taux de chômage et l'indice normalisé de l'offre d'emploi, par région, Canada, 1966-1988 14

4 Représentation simplifiée de la courbe chômage-postes vacants 18

5 Entrées et sorties dans les effectifs en chômage au Canada, 1976-1989 22

6 Dispersion régionale, postes vacants et chômage 42

## Bibliographie


Abraham, Katherine G. [1983], « Structural/frictional vs. deficient demand unemployment: some new evidence », *The American Economic Review*, vol. 73, p. 708-724.

_____ [1987], « Help-wanted advertising, job vacancies, and unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 207-243.

Abraham, Katherine G. et Lawrence F. Katz [1986], « Cyclical unemployment: sectoral shifts or aggregate disturbances », *Journal of Political Economy*, vol. 94, p. 507-522.

Ashenfelter, O. et D. Card [1986], « Why have unemployment rates in Canada and the United States diverged? », *Economica*, vol. 53, supplément n° 210(S), p. S171-S196.

Baily, Martin N. [1984], « The problem of unemployment in the United States » dans *Jobs for the Future: Strategies in a New Framework*, Center for National Policy, Washington (D.C.), p. 11-29.

Beach, C. M. et S. F. Kaliski [1986], « Structural unemployment, demographic change or industrial structure », *Analyse de politiques*, vol. 12, p. 356-367.

Betcherman, Gordon [1986], « Labour market imbalances in Canada: 1966-83 », *Relations industrielles*, vol. 4, p. 802-815.

Blanchard, Olivier J. et Peter Diamond [1989], « The Beveridge curve », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 1-76.

Blanchard, Olivier J. et Lawrence H. Summers [1986], « Hysteresis and the European unemployment problem » dans *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, p. 15-89.

Bruce, C. J. [1990], *Economics of Employment and Earnings*, Nelson Canada, Scarborough (Ont.).

Budd, Alan, Paul Levine et Peter Smith [1987], « Long-term unemployment and the shifting u-v curve: a multi-country study », *European Economic Review*, vol. 31, p. 296-305.

Burns, Andrew [1990], « Le chômage au Canada – Aspects frictionnels, structurels et conjoncturels », document de travail n° 1, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Charette, Michael F. et Barry Kaufmann [1987], « Short-run variation in the natural rate of unemployment », *Journal of Macroeconomics*, vol. 9, p. 417-427.

Coe, D. T. [1989], « Structural determinants of the natural rate of unemployment in Canada », Working paper WP/09/31, Fonds monétaire international, Washington (D.C.).

Cohen, Malcolm S. et Robert M. Solow [1967], « The behavior of help-wanted advertising », *Review of Economics and Statistics*, vol. 49, p. 108-110.

Conseil économique du Canada [1976], *Des travailleurs et des emplois – Une étude du marché du travail au Canada*, Information Canada, Ottawa.

Daly, D. J. et D. C. MacCharles [1986], *On Real Wage Unemployment*, Focus n° 18, The Fraser Institute, Vancouver (C.-B.).

Denton, F. T., C. H. Feaver et A. L. Robb [1975], « Patterns of unemployment behaviour in Canada », collection Documents n° 36, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Dow, J. et L. Dicks-Mireaux [1958], « The excess demand for labour: a study of conditions in Britain, 1946-56 », *Oxford Economic Papers*, vol. 10, p. 1-33.

Fortin, Pierre [1989], « How "natural" is Canada's high unemployment rate? », *European Economic Review*, vol. 35, p. 89-110.

Fortin, Pierre et Keith Newton [1982], « Labour market tightness and wage inflation in Canada » dans *Workers, Jobs and Inflation*, sous la direction de M. N. Baily, The Brookings Institution, Washington (D.C.), p. 89-158.

Franz, Wolfgang [1987], « Hysteresis, persistence and the NAIRU: an empirical analysis for the Federal Republic of Germany » dans *The Fight against Unemployment*, sous la direction de R. Layard et L. Calmfors, Centre d'études européennes sur les politiques, Bruxelles.

Gera, Surendra et Syed Sajjadur Rahman [1991], « Mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et chômage au Canada – Situation dans les années 80 », document de travail n° 17, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Gera, Surendra, *et al.* [1988], « Help-wanted index, job vacancies, and structural unemployment in Canada », communication faite lors de la réunion de l'Association canadienne d'économique, tenue à Windsor du 3 au 5 juin 1988, et celle de la Western Economic Association, tenue à Los Angeles du 1er au 3 juillet 1988.

Grubel, H. G. et J. Bonnici [1986], *Why Is Canada's Unemployment Rate So High?*, Focus n° 19, The Fraser Institute, Vancouver.

Hansen, Bent [1970], « Excess demand, unemployment vacancies and wages », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, p. 1-23.

Hasan, Abrar et P. de Broucker [1985], *Chômage et dynamique du marché du travail au Canada*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Hasan, Abrar et Surendra Gera [1982], *Recherche d'emploi, chômage et gains salariaux sur le marché du travail*, Conseil économique du Canada, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Heap-Hargreaves, S. P. [1980], « Choosing the wrong "natural" rate: accelerating inflation or decelerating employment and growth », *The Economic Journal*, vol. 90, p. 611-620.

Jackman, R., R. Layard et C. Pissarides [1984], « On vacancies », Discussion paper n° 165 (révisé), Centre for Labour Economics, London School of Economics, Londres.

Jackman, R. et S. Roper [1987], « Structural unemployment », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 49, p. 9-36.

Johnston, J. [1972], *Econometric Methods*, 2e éd., McGraw-Hill, New York.

Kaliski, S. F. [1987], « Accounting for unemployment: a labour market perspective », *Revue canadienne d'économique*, vol. 20, p. 665-673.

Kapsalis, Constantine [1988], « The extent of frictional/structural unemployment in Canada: evidence from job vacancy information », Document technique n° 1, Centre canadien du marché du travail et de la productivité, Ottawa.

King, I. P. [1990], « A natural rate model of frictional and long-term unemployment », *Revue canadienne d'économique*, vol. 23, p. 523-545.

Layard, R. et S. Nickell [1987], « The labour market » dans *The Performance of the British Economy*, sous la direction de R. Dornbusch et R. Layard, Clarendon Press, Oxford (R.-U.).

Lazar, Fred [1977], « Regional unemployment rate disparities in Canada: some possible explanations », *Revue canadienne d'économique*, vol. 10, p. 112-129.

Lilien, David M. [1982], « Sectoral shifts and cyclical unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 777-793.

Linkbeck, A. et D. Snower [1988], « Cooperation, harassment, and involuntary unemployment: an insider-outsider approach », *The American Economic Review*, vol. 78, p. 167-188.

Lipsey, R. G. [1960], « The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis », *Economica*, vol. 27, p. 1-31.

McCallum, John [1987], « Unemployment in Canada and the United States », *Revue canadienne d'économique*, vol. 20, p. 802-822.

Medoff, James L. [1983], « U.S. labor markets: imbalance, wage growth and productivity in the 1970s », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 87-127.

Moorthy, V. [1989-1990], « Unemployment in Canada and the United States: the role of unemployment insurance benefits », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, hiver, p. 48-61.

Neelin, Janet [1987], « Sectoral shifts and Canadian unemployment ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 69, p. 718-723.

Perry, George L. [1970], « Changing labor markets and inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3, p. 411-441.

Picot, G. et J. Baldwin [1990], « Patterns of quits and layoffs in the Canadian economy », *Canadian Economic Observer*, vol. 4, p. 4.1-4.28.

Pissarides, C. [1985], « Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies and real wages », *The American Economic Review*, vol. 75, p. 679-692.

_____ [1986], « Unemployment flows in Britain: facts, theory and policy », *Economic Journal*, vol. 1, p. 499-540.

Rahman, Syed Sajjadur et Surendra Gera [1990], « Le chômage de longue durée au Canada », document de travail n° 12, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Reid, F. et Noah M. Meltz [1979], « Causes of shifts in the unemployment-vacancy relationship: an empirical analysis for Canada », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 50, p. 470-474.

Reid, F. et D. A. Smith [1981], « The impact of demographic changes on unemployment », *Analyse de politiques*, vol. 7, p. 348-351.

Rose, D. E. [1988], « Le TCNA au Canada – Les concepts, les déterminants et les estimations », *Revue de la Banque du Canada*, décembre.

Sachs, J. D. [1986], « High unemployment in Europe: diagnosis and policy implications », Working paper n° 1830, National Bureau of Economic Research, Cambridge (Mass.).

Samson, Lucie [1985], « A study of the impact of sectoral shifts on aggregate unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 18, p. 518-530.

Statistique Canada [1978], *Rapport annuel sur les postes vacants*, n° 71-203 au catalogue, Ottawa.

_____ [1988*a*], *Indice de l'offre d'emploi*, n° 71-204 au catalogue, annuel, Ottawa.

_____ [1988*b*], *Statistiques chronologiques sur la population active*, n° 71-201 au catalogue, Ottawa.

Summers, Lawrence H. [1986], « Why is the unemployment rate so very high near full employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 339-396.